Université de Nice-Sophia Antipolis

Institut d'Administration des Entreprises

École Doctorale : Marchés et Organisations ED 244

Centre de Recherche en Ingénierie Financière et Finances Publiques EA 1195

****

Université de Sfax

Faculté de Sciences Economiques et de Gestion de Sfax

Unités de recherche GÉRIS & MODESFI

Impact de la fiscalité sur les décisions et modalités de financement des investissements, ainsi que sur la valeur de la firme.

Analyse comparative

(France, Allemagne, Royaume Uni, Etats-Unis et Tunisie)

Thèse

en vue de l'obtention du Doctorat en Sciences de Gestion

présentée et soutenue par

Soulef DAMMAK épouse ACHICH

Membres du Jury

M. Fathi ABID : Professeur à l'Université de Sfax, Directeur de recherche

M. Néji BACCOUCHE : Professeur à l'Université de Sfax, Rapporteur

M. Pierre GENSSE : Professeur à l'Université de Toulon, Rapporteur

M. Bernard OLIVERO : Professeur à l'Université de Nice-Sophia Antipolis

M. Jacques SPINDLER : Professeur à l'Université de Nice-Sophia Antipolis, Directeur de recherche

Décembre 2006

Abréviations

AMT	: Alternative Minimum Tax.
BAII	: Bénéfice Avant Intérêts et Impôts.
BFR	: Besoin en Fonds de Roulement.
BVMT	: Bourse de Valeurs Mobilières de Tunisie.
CCNAI	: Coût du Capital Non Ajusté d'Impôt.
CF	: Cash Flow.
CMF	: Conseil du Marché Financier.
CMP	: Coût Moyen Pondéré.
CR	: Capacité de Remboursement.
CUAI	: Coût d'Usage Ajusté d'Impôt.
D	: Dettes.
EIDDA	: Economie d'Impôt résultant de la Déduction de la Dotation d'Amortissement.
EIDID	: Economie d'Impôt résultant de la Déduction des Intérêts des Dettes.
EINLD	: Economie d'Impôt Non Liée à la Dette.
ENA	: Emission de Nouvelles Actions.
FASB	: Financial Accounting Standard Bord.
FIFO	: First In First Out.
H	: Hypothèse.
IBIC	: Investissement Brut en Immobilisations Corporelles.
IFA	: Imposition Forfaitaire Additionnelle.
IPPM	: Imposition Personnelle des Personnes Morales.
IPPP	: Imposition Personnelle des Personnes Physiques.
IR	: Impôt sur le Revenu.
IRC	: Internal Revenue Code.
IRPP	: Impôt sur le Revenu des Personnes Physiques.
IS	: Impôt sur les Sociétés.
ITC	: Investment Tax Credit.
JORT	: Journal Officiel de la République Tunisienne.

L : Levier comptable.

LIFO : Last In First Out.

MBR : Market to Book Ratio.

MCG : Moindre Carré Généralisé.

MEDAF : Modèle d'Evaluation des Actifs Financiers.

MMG : Méthode des Moments Généralisés.

OCDE : Organisme Commercial et de Développement Economique.

PER : Price Earning Ratio.

PIB : Produit Intérieur Brut.

PME : Petites et Moyennes Entreprises.

QTAI1 : Q de Tobin Ajusté uniquement de l'Impôt sur les sociétés.

QTAI2 : Q de Tobin Ajusté de l'Impôt sur les sociétés et de l'imposition personnelle des investisseurs personnes morales.

QTAI3 : Q de Tobin Ajusté de l'Impôt sur les sociétés et de l'imposition personnelle des investisseurs personnes physiques.

QTNAI : Q de Tobin Non Ajusté d'Impôt.

RE : Rentabilité Economique.

RS : Retenue à la Source.

SARL : Société A Responsabilité Limitée.

SEC : Stock Exchange Commission.

TEMI : Taux Effectif Moyen d'Imposition.

TICB : Total des Immobilisations Corporelles Brutes.

TLCF : Tax Loss Carry Forward.

TMM : Taux du Marché Monétaire.

TVA : Taxe sur la Valeur Ajoutée

VF : Valeur de la Firme.

VMDIV : Variable Muette relative à distribution des Dividendes.

VMEX : Variable Muette qui reflète une situation d'épuisement fiscal (*Tax Exhaustion*).

Zscore : Zscore d'Altman'S (1968) mesurant la probabilité de détresse financière.

Introduction générale

La fiscalité est frontalière entre la discipline juridique et les sciences de gestion qui incluent la comptabilité et la finance d'entreprise. Ignorer la variable fiscale dans la recherche en comptabilité et en finance serait une erreur conceptuelle. La norme fiscale s'impose aux activités et aux opérations de la firme; le taux d'imposition influe considérablement le bénéfice par action qui est un déterminant clef de la valeur pour l'actionnaire et l'élargissement du cadre d'analyse à l'aspect fiscal permettrait de mieux comprendre le comportement fiscal de la firme et donc son comportement général en tant qu'organisation (Ressignol (2000)).

Intégration de la variable fiscale dans la recherche en comptabilité et en finance

Shackelford et Shevlin (2001) précisent qu'historiquement, avant les années 80, la recherche en fiscalité était orientée vers la recherche juridique évaluant les effets de l'impôt sur les transactions exogènes et les études politiques. Suite au paradigme de recherche énoncé par Modigliani et Miller (1958, 1963), la recherche en finance a connu une évolution importante et la variable fiscale a été intégrée dans plusieurs études empiriques. Dans la littérature financière, on trouve certains papiers qui ont étudié l'interaction entre la comptabilité et les facteurs fiscaux, la fiscalité et les décisions financières de la firme; d'autres ont examiné les effets des coûts non fiscaux sur la minimisation de l'impôt. Graham (2003) a présenté une synthèse de la littérature relative à la recherche en finance intégrant la variable fiscale dans le choix de la structure du capital, la politique de dividende, le choix de la forme organisationnelle sur le plan national et multinational.

Scholes et Wolfson (1992) ont établi un cadre conceptuel permettant d'intégrer la fiscalité dans les décisions d'investissement et de financement de l'entreprise. Ce cadre conceptuel n'a pas apporté de nouvelles théories ou méthodologies mais les auteurs ont adopté une approche positive en essayant d'expliquer le rôle de la fiscalité dans l'organisation. Ce cadre conceptuel est fondamental à la recherche fiscale, en comptabilité et en finance.

Shackelford et Shevlin (2001) soulignent que la recherche en fiscalité fait soulever certains problèmes méthodologiques qui concernent notamment l'estimation du taux

marginal d’imposition, la spécification des modèles, la spécification des variables en niveau ou en variation et la disponibilité des données.

Les recherches en ce domaine sont essentiellement d'origine anglo-saxonne. En se référant à Modigliani et Miller qui ont introduit, en 1963, l'imposition sur les bénéfices dans le cadre de leur étude sur l'existence d'une structure optimale du capital tout en nuançant leur position de 1958, de nombreux auteurs anglo-saxons ont suivi sur différents thèmes portant sur la fiscalité et la décision d'investissement, la fiscalité et la décision de financement, la fiscalité et la structure du capital, la fiscalité des dividendes, et autres. En France ainsi qu’en Tunisie, la littérature financière a porté à la variable fiscale un intérêt limité.

Douglas (2001) et Plesko (2003) précisent que la mesure du taux d’imposition est une étape importante en matière de recherche en fiscalité et peut avoir des répercussions sur les résultats obtenus. Différentes approches sont adoptées dans l’estimation du taux d’imposition. Dans leurs études, Zimmerman (1983), Porcano (1986), Terando et Omer (1993), Colligent (1994) ont retenu la mesure du taux effectif moyen d’imposition. En revanche, Shevlin (1990) et Graham (1996a) ont adopté une technique de simulation afin de déterminer le taux marginal d’imposition qui a été largement retenu par les études ultérieures (Graham et al (1998), Graham (1999), Mackie III (2002) et Feenberg et Poterba (2004)).

Certaines études se sont intéressées à l’effet des incitations fiscales sur l’investissement tels que les crédits d’impôt à l’investissement (Dammon et Senbet (1988), Auerbach et Hassett (1992), Hassett et Hubbard (1996), Chirinko (2000) et Thomas et al (2003)) et le minimum d’impôt alternatif (Lyon (1990)), alors que Cummins et Hassett (1992), Borrego et Bentolila (1994), Cummins et al (1995) ont étudié l’impact des ajustements fiscaux sur le ratio de q de Tobin. Dans le même cadre, Arcelus et al (2005) ont examiné l’effet de l’impôt différé sur le ratio q de Tobin.

D’autres études ont mis en évidence l’effet de l’impôt sur les sociétés et de l’imposition personnelle sur le coût du capital (Auerbach (1983), Stiglitz (1983), Mayer (1986), Taggart (1991), Mckenzie et Thompson (1997) et Crépon et Gianella (2001)). De même, Gale et Orszag (2005) ont étudié l’interaction entre la situation de déficit, les taux d’intérêt et le coût d’usage ainsi que leurs incidences sur l’investissement.

La littérature financière empirique est abondante sur le thème de l’effet de la fiscalité sur le niveau d’endettement de la firme et la structure du capital tout en mettant

l'accent sur l'avantage de la dette résultant de la déduction de la charge des intérêts et l'arbitrage avec les autres économies d'impôt non liées à la dette[1]. En se référant à l'article de base de Miller (1977) intégrant l'imposition personnelle, plusieurs études ultérieures ont analysé l'effet de l'imposition personnelle sur les décisions financières de la firme[2].

D'autres études se sont intéressées à la valeur de la firme. Keen et Schiantarelli (1991) ont examiné la relation entre les asymétries d'imposition et la maximisation de la valeur de la firme, Fama et French (1998) ont mis en évidence l'effet de la fiscalité sur les décisions de la firme et la valeur de la firme et Waegenaere et al (2003) ont étudié l'évaluation de la firme en tenant compte des reports déficitaires.

Notre thèse s'inscrit dans ce cadre de recherche intégrant la fiscalité dans les décisions de l'entreprise. Notre objectif est d'essayer d'apporter des éléments de réponses expliquant la relation entre la fiscalité et les décisions d'investissement, la fiscalité et les modes de financement de ces investissements et la fiscalité et la valeur de la firme.

Intérêt de l'étude

Considérée il y a quelques années comme un coût à subir passivement, la fiscalité est devenue un paramètre nécessaire à la gestion de toute organisation, paramètre dont l'utilisation judicieuse procure une richesse certaine, du fait essentiellement des incidences qu'il peut avoir en termes de flux de trésorerie. De plus, associer la variable fiscale aux décisions financières est pertinent dans la mesure où l'objectif de maximisation de la valeur de la firme, dans un marché imparfait, peut être assuré tout en adoptant une stratégie de régularité (conformité à la règle fiscale) et d'optimisation fiscale (adoption des choix fiscaux les plus profitables pour l'entreprise).

Néanmoins, la variable fiscale est peu appréhendée en science de gestion et les travaux à vocation fiscale sont rares alors que l'influence fiscale n'est pas négligeable.

[1] A titre illistratif, on trouve les études menées par Mackie-Mason et Jeffrey (1990), Keen et Schiantarelli (1991), Mattoussi (1991), Givoly et al (1992), Lasfer (1995), Graham (1996a), Gordon et Lee (1999), Harwood et Manzon (2000), Ayers et al (2000) et Frydenberg (2001), Ayers et al (2000), Graham (2000),Verschuern (2001), Alworth et Giampaolo (2001), Gropp (2002), Antoniou et al (2002), Grinblatt et Liu (2002) et Gordon (2003).

[2] Voir Dammon et Senbet (1988), Zouari (1989), Mattoussi (1990), Schulman et al (1996), Graham (1999), Dempsey (2001), Rendleman et Shackelford (2003), Carroll et al (2003), Poterba et Summers (1983) et Cummins et al (1995), Chang et Rhee (1990) et Poterba (2004).

En effet, plusieurs études ignorent l'aspect fiscal et son impact sur les décisions financières et si cet aspect est pris en compte, il l'est de manière marginale.

Ainsi, l'importance de la fiscalité dans la vie de l'entreprise et la rareté des études ayant intégré la variable fiscale dans les décisions financières de la firme ont constitué une motivation pour effectuer cette recherche. Cette dernière s'inscrit dans le cadre d'une approche comparative alors que la plupart des autres études se contentent d'étudier un seul contexte.

Cadre de l'étude

Les modèles néoclassiques d'investissement basés sur le coût d'usage du capital en absence d'impôt, (Jorgensen (1963), et en tenant compte de la politique fiscale par Hall et Jorgenson (1967)) ainsi que le modèle de q de Tobin (Tobin (1969), Hayashi (1982) et Summers (1981)) ont eu un pouvoir explicatif faible de l'investissement. En effet, les approches du coût d'usage du capital et de q de Tobin ont souvent échoué à expliquer l'investissement comme cela a été le cas par les modèles accélérateurs (Clark (1979, 1993), Bernanke et al (1988), Oliner et al (1994)). De plus, les variables ventes, cash flow et profit ont généralement amélioré les modèles d'investissement de manière significative. Dans le but d'améliorer la performance du modèle de q de Tobin, Cummins et al (1995) ont étudié l'effet des réformes fiscales sur l'investissement tout en proposant une extension du modèle de q de Tobin ajusté d'impôt.

Par ailleurs, en matière de financement, Fontaine et Njiokou (1996) soulignent qu'en dépit des nombreux éclairages apportés au cours des deux dernières décennies sur les questions de choix des entreprises en matière de modalités de financement, la théorie de la structure du capital demeure un «puzzle» comme le mentionne Myers (1984). En effet, aussi bien en ce qui concerne les modèles théoriques que les modèles empiriques les travaux aboutissent pour la plupart à des contradictions. Harris et Raviv (1991) ont présenté une synthèse des différents modèles de structures financières ainsi que des tests empiriques. La quasi-totalité des modèles théoriques sont développés par des auteurs américains et sont par conséquent largement influencés par le cadre institutionnel américain. Or, les facteurs institutionnels d'un pays à l'autre (fiscalité, code de faillite, règles juridiques) peuvent modifier considérablement les conclusions des modèles théoriques ainsi que les interprétations qu'on peut apporter aux résultats des tests empiriques.

D'un autre coté, l'interaction entre des systèmes fiscaux différents rend nécessaire une comparaison permanente des dispositions fiscales régissant les entreprises et les individus entre les pays. Certes les régimes fiscaux à travers le monde présentent certaines similitudes mais aussi de nombreuses différences : les taux d'imposition varient d'un pays à un autre, ils sont fixes pour certains pays et progressifs pour d'autres, la coexistence de deux taux selon que les bénéfices sont distribués ou non; la définition des éléments inclus dans la base imposable peut être très différente d'un pays à un autre au niveau de la déduction des amortissements, des provisions, des reports déficitaires, des incitations fiscales liées aux investissements et autres; les contribuables peuvent être imposés selon le régime territorial ou mondial. Ajoutons que les systèmes fiscaux discriminatoires entre les revenus des obligations et des actions sont différents d'un pays à un autre. Ces différences peuvent être une source de distorsion fiscale.

Dans la mesure où les politiques d'investissement et de financement dans une firme sont influencées par la fiscalité à travers son effet sur les taux de rentabilité des actifs ou son incidence sur le coût de financement de ces actifs, la décision d'investissement par une entreprise établie dans un pays déterminé peut être affectée de manière différente par les mesures fiscales qu'une autre entreprise établie dans un autre pays.

Ainsi, dans le cadre de ce travail de recherche nous essayons d'intégrer la fiscalité dans les décisions financières de la firme en utilisant des variables qui testent directement l'effet de l'impôt, des variables ajustées d'impôt, en se référant à l'approche de Cummins et al (1995), et d'autres variables non fiscales sur les décisions d'investissement, sur les modalités de financement des investissements et sur la valeur de la firme.

Définition de la fiscalité

Le concept de fiscalité est très large et inclue différents types d'imposition : Impôt sur les bénéfices, la TVA, les droits de mutations, les taxes locales et les cotisations sociales. Dans le cadre de ce travail de recherche, nous nous limitons à intégrer uniquement l'impôt sur les bénéfices (imposition directe sur les sociétés) alors que les autres impositions et particulièrement les cotisations sociales sont écartées de notre étude empirique pour des raisons de disponibilité de données. De plus, pour les données américaines et allemandes, nous introduisons uniquement l'impôt fédéral sans prendre compte l'impôt local pour les différentes communautés. En revanche, l'imposition

personnelle correspond à l'imposition des dividendes perçus, l'imposition des plus values (gain en capital) et l'imposition des revenus des intérêts.

Cadre conceptuel

Dans leur modèle initial, constituant le fondement théorique de la recherche en finance, Modigliani et Miller (1958) supposent, sous les hypothèses de perfection des marchés financiers, d'absence de conflits entre les dirigeants et les actionnaires de l'entreprise et d'absence d'imperfection liée à la fiscalité, la neutralité des sources de financement de l'entreprise et l'indépendance des décisions d'investissement et de financement. Ils postulent que la valeur d'une firme endettée est équivalente à la valeur d'une firme non endettée. En plus, la valeur de la firme est égale à la valeur des actions majorée de la valeur des dettes sans que, toutefois, la valeur totale ne soit affectée par la proportion des dettes et des actions. Par conséquence, une structure optimale de financement des entreprises est inexistante.

Dans une extension de leur modèle de 1958, Modigliani et Miller (1963) corrigent leur analyse par la prise en compte de la fiscalité d'entreprise. Par suite, l'endettement n'est plus neutre et il procure une économie d'impôt résultant de la déductibilité fiscale des charges financières de l'emprunt. En contradiction avec la proposition de 1958, la valeur d'une firme augmente proportionnellement à son endettement, elle est égale à la valeur de la firme sans dettes majorée de l'économie d'impôt résultant de l'endettement. Les firmes ont intérêt à se financer à 100% par les dettes.

Le théorème de base de Modigliani et Miller a constitué le référentiel fondamental duquel ont découlé plusieurs travaux théoriques. Certains auteurs, dans leur modélisation de la décision d'investissement, ont introduit la fiscalité des sociétés et de celle des investisseurs. Dans le cadre du modèle néoclassique d'investissement tel qu'établi par Jorgensen (1963), le coût d'usage du capital est ajusté par l'effet de l'impôt (Hall et Jorgensen (1967)). Plusieurs modèles théoriques (King (1974), Auerbach (1979 et 1981), Edwards et Keen (1985)) ont examiné la dépendance du coût du capital et la taxation personnelle des investisseurs et celle de l'entreprise tout en constatant la significativité des sources de financement.

Le modèle de q de Tobin a été aussi ajusté en réduisant le coût de remplacement du capital par la valeur actuelle de la déduction de la dépréciation de l'impôt en corrigeant la valeur de marché des actions et des dettes par l'impôt personnel et l'impôt sur le

bénéfice de la firme (Summers (1981), Poterba et Summers (1983), Cummins et al (1995)).

Au niveau de la décision de financement, les conditions d'application très strictes du théorème de Modigliani et Miller ont entraîné de nombreuses remises en cause. Les recherches ultérieures ont reconnu que la dernière implication est extrémiste et des modèles ont été développés tout en prenant en considération les coûts de la dette. Dans les premiers modèles, développés dans le cadre de la théorie d'arbitrage, les firmes comparent l'économie d'impôt résultant des dettes avec les coûts de difficulté financière (Kraus et Litzenberger (1973) et Scott (1976)). Ainsi, le choix de la structure optimale du capital implique des dettes moins de 100%. D'autres modèles, dérivés de la théorie d'arbitrage, ont inclus différents coûts qui contrebalancent avec l'économie d'impôt résultant des dettes tels que les coûts d'agence introduits par Jensen et Meckling (1976) et Myers (1977) qui ont démontré que la proposition de Modigliani et Miller n'est pas valide en présence d'asymétrie d'information ou de coûts d'agence résultant de la divergence des objectifs entre les gestionnaires et les actionnaires, ce qui a remis en cause la séparabilité des décisions d'investissement et de financement. Néanmoins, les implications de base sont similaires à celles de Modigliani et Miller (1963) à savoir l'incitation de financement par les dettes augmente avec le taux d'imposition des sociétés et la valeur de la firme augmente avec l'usage des dettes (jusqu'à un niveau où le coût marginal soit égal au profit marginal de la dette). Dans ces modèles, les firmes peuvent avoir différents ratios optimaux des dettes dépendants des coûts et des économies des dettes

Le rejet de la théorie traditionnelle est encore plus marqué dans l'analyse de Miller (1977) qui affine le modèle précédent en intégrant l'imposition personnelle des investisseurs suite à la réalisation de revenus provenant des actions ou des obligations tout en instituant la condition d'équilibre du marché. De plus, selon Miller (1977), la valeur d'une société endettée peut être supérieure, inférieure ou égale à celle d'une société identique non endettée. Le résultat dépend de la relation entre le taux d'impôt sur les sociétés, le taux d'imposition des dividendes et la fiscalité obligataire.

De leurs parts, Deangelo et Masulis (1980) ont introduit dans leur modèle un degré supérieur de réalisme fiscal par le biais d'une extension de l'économie d'impôt non liée à la dette. Ils argumentent que les économies d'impôt non liées à la dette sont des

substituts pour la déduction des intérêts associés à la dette ce qui est contraire à l'hypothèse de complémentarité entre les économies d'impôt proposée par Hite (1977).

A cet égard, Kim (1989) précise que les firmes ne profitent pas souvent des déductions supplémentaires des intérêts dans le cas où elles ne sont pas soumises à l'impôt ou le bénéfice imposable est négatif. Ainsi, à un taux d'endettement égal, l'avantage fiscal n'est pas le même pour toutes les entreprises. Il dépend de la présence ou de l'absence de bénéfice imposable. Certaines entreprises peuvent n'avoir aucun avantage fiscal provoqué par l'endettement ou un avantage fiscal réduit. Il en est ainsi pour des entreprises qui ne réalisent pas de bénéfice d'exploitation ou qui réalisent un bénéfice d'exploitation insuffisant; pour des entreprises dont le bénéfice d'exploitation fluctue très fortement; qui ont additionné des pertes reportables fiscalement très importantes ou qui appliquent les différentes dispositions fiscales pour ne pas payer l'impôt sur les sociétés tels que les amortissements accélérés et les implantations dans certaines régions favorisées.

Problématique de recherche

La fiscalité se concrétise par le paiement de l'impôt sur le résultat dégagé de l'activité et elle constitue pour la société une charge à gérer tout en optimisant les différents choix fiscaux. C'est par le jeu de différents choix entre des techniques fiscales ou entre des techniques juridiques préalables, que les objectifs de neutralisation et de régularisation de la charge fiscale peuvent être atteints.

Les mesures fiscales affectant la décision d'investissement portent essentiellement sur le taux d'imposition, la base imposable, la déduction des amortissements, les reports déficitaires, les incitations fiscales et éventuellement les réformes fiscales (Avouvi et al (1987) et Fontaneau (1997)). Ces mesures diffèrent d'un pays à un autre, ce qui peut être une source de distorsion fiscale. Par conséquent, la décision d'investissement par un investisseur se plaçant dans un pays déterminé peut être affectée de manière différente par ces facteurs qu'un autre investisseur placé dans un autre pays. De même, les systèmes fiscaux discriminatoires entre les revenus des obligations et des actions sont différents d'un pays à un autre.

En matière de financement, la déductibilité des intérêts relatifs à la dette de la base d'impôt procure un avantage fiscal à la dette par rapport aux autres sources de financement ce qui incite les entreprises à faire recours de plus en plus à la dette.

Néanmoins, pour certaines firmes dans différents contextes financiers et fiscaux, la proportion des dettes dans la structure du capital est faible. Ajoutons à ce constat que l'évolution des théories fiscales de la décision de financement a remis en cause le recours excessif à l'endettement par la prise en compte de l'imposition personnelle des investisseurs et des économies fiscales non liées à la dette.

Ainsi la problématique de recherche soulevée dans le cadre de cette thèse consiste à répondre au questionnement suivant : Dans quelle mesure l'imperfection du marché résultant de la fiscalité directe des sociétés et de l'imposition personnelle, dans des contextes financiers, comptables et fiscaux différents, affecte les décisions stratégiques (investissement et financement) de la firme et par suite sa valeur?

Hypothèses de recherche

De cette problématique découle trois principales hypothèses de recherche. La première stipule que l'intégration de l'imposition directe des sociétés et de l'imposition personnelle des investisseurs a un effet sur la décision d'investissement, en actifs corporels, selon le contexte où se situe la firme.

La deuxième hypothèse principale consiste à vérifier si l'intégration de l'imposition directe des sociétés et de l'imposition personnelle des investisseurs affecte, d'une manière différente, les modalités de financement des investissements selon le contexte où se situe la firme.

De ces deux hypothèses découle une troisième hypothèse qui stipule que l'imperfection du marché résultant de la prise en compte de l'effet de la fiscalité sur les décisions d'investissement et de financement a un impact sur la valeur de la firme.

Méthodologie de recherche

L'objectif de cette thèse est de mettre en évidence les incidences de la variable fiscale (imposition directe des sociétés et imposition personnelle) sur les décisions stratégiques (investissement et financement) de la firme et par suite les répercussions sur sa valeur dans des contextes financiers, comptables et fiscaux différents.

Dans ce but, une étude empirique est réalisée durant la période qui s'étale de 1997 à 1999, pour cinq pays représentant différents régimes d'imposition des sociétés et des investisseurs à savoir la France, l'Allemagne, le Royaume Uni, les Etats Unis et la Tunisie. L'échantillon final est composé de 97 sociétés françaises, 103 sociétés allemandes, 96 sociétés anglaises, 123 sociétés américaines et 65 sociétés tunisiennes.

L'étude est effectuée sur des données de panel composées des états financiers de sociétés de capitaux exerçant une activité industrielle. Les données relatives aux sociétés françaises, allemandes, américaines et anglaises sont obtenues de la base de données internationale DataStream. Alors que les données portant sur les sociétés tunisiennes cotées sont obtenues du Bulletin Officiel du Conseil du Marché Financier (CMF) et celles portant sur les sociétés tunisiennes non cotées sont obtenues du Journal Officiel de la République Tunisienne ou des rapports annuels.

En adoptant une approche quantitative, l'étude empirique consiste à tester trois modèles qui utilisent des variables relatives aux théories expliquant l'effet de l'impôt sur les décisions d'investissement, en actifs corporels, les modalités de financement de ces investissements au sein de la firme ainsi que l'impact sur la valeur de la firme.

Dans un premier temps, nous examinons, à partir des énoncés théoriques et des résultats empiriques des études antérieures, les déterminants de l'investissement (premier modèle) et de l'endettement (deuxième modèle), sans faire intervenir des variables fiscales. Dans un deuxième temps, nous étudions la relation de la fiscalité avec l'investissement et l'endettement comme mode de financement. Les variables susceptibles de représenter ces liens sont introduites successivement dans les modèles de base, de façon à mesurer leurs contributions marginales à leurs pouvoirs explicatifs

Ainsi, dans le premier modèle, l'investissement est expliqué, en premier lieu, par un groupe de variables non fiscales il s'agit du cash-flow, les dettes, l'émission de nouvelles actions, le ratio du q de Tobin et le coût du capital non ajustés d'impôt. Ces deux dernières variables sont ajustées en tenant compte de l'aspect fiscal. Ensuite, des variables fiscales sont introduites successivement, elles concernent le taux effectif moyen d'imposition, l'économie d'impôt résultant de la déduction des dotations d'amortissement et une variable relative à la situation fiscale de la société.

Dans le deuxième modèle, le levier comptable est expliqué par un premier groupe de variables non fiscales qui comporte les opportunités d'investissement, la rentabilité économique, la distribution des dividendes et la capacité de remboursement utilisée comme indicateur de difficulté financière de l'entreprise. Les variables fiscales incluses une à une ultérieurement consistent à l'économie d'impôt résultant de la déduction des intérêts des dettes, l'économie d'impôt non liée à la dette, une variable muette relative à la situation fiscale de la firme, et l'imposition personnelle des investisseurs personnes physiques et morales. Le ratio q de Tobin ajusté d'impôt est aussi introduit dans le modèle.

Dans le but de tester l'effet global de la politique fiscale soit sur le niveau d'investissement soit sur le niveau d'endettement, nous avons inclus simultanément dans chacun des deux modèles précédents toutes les variables fiscales.

Les variables utilisées dans ces deux modèles et dont les résultats ont montré qu'elles ont un pouvoir explicatif significatif sur les décisions d'investissement et de financement sont incluses dans un troisième modèle testant leur impact sur la valeur de la firme.

La méthode d'estimation est celle des moments généralisés (MMG) en niveau tout en appliquant le programme *dynamic panel data* présenté par Arellano et Bond (1998) sous GAUSS50.

Reconstitution de la thèse

Dans le cadre de cette thèse nous ne prétendons pas que nous avons procédé à une étude exhaustive, notre propos est de mettre en lumière certains aspects que nous considérons importants à l'égard de l'intégration de la variable fiscale dans les décisions financières de la firme.

Cette thèse est structurée en deux parties. Dans la première partie nous avons essayé de présenter le cadre théorique de la relation entre la fiscalité et la décision d'investissement tout en mettant l'accent sur l'effet de la fiscalité directe des sociétés et de l'imposition personnelle sur la décision d'investissement dans le cadre de la théorie néoclassique et de q de Tobin. Dans un deuxième temps, nous avons développé le cadre conceptuel qui englobe les théories fiscales et financières portant sur le choix des modalités de financement des investissements et la valeur de la firme. Le cadre théorique fiscal retenu s'inspire de l'hypothèse de neutralité en absence de fiscalité, de l'hypothèse d'intégration de la fiscalité des sociétés, de l'hypothèse de l'intégration de l'imposition personnelle et de l'hypothèse de substitution de la dette. Alors que les théories financières développées concernent la théorie d'arbitrage, la théorie d'agence, la théorie de la hiérarchie des sources de financement ainsi que l'asymétrie d'information.

Cette première partie constitue le fondement de notre thèse à partir duquel nous avons formulé les hypothèses à tester et nous avons spécifié les modèles à estimer dans le cadre d'une étude empirique qui a fait l'objet de la deuxième partie de notre thèse.

Dans cette partie nous avons essayé de mettre en évidence empiriquement les répercussions fiscales sur les décisions stratégiques (investissement et financement) de la firme dans une approche comparative. Ainsi, elle est consacrée à la formulation des hypothèses de recherche et à la description des principales caractéristiques méthodologiques de notre étude. Elle concerne aussi la mesure des différentes variables, la constitution et la description de l'échantillon ainsi que la méthode d'estimation économétrique. Enfin, seront présentés les résultats avec leurs interprétations.

PARTIE I

Incidences de la fiscalité sur les décisions d'investissement, leurs modalités de financement et la valeur de la firme : Etat de l'art

Introduction

L'objectif de cette première partie est de développer les théories justifiant la fiscalité comme variable explicative des investissements, du choix de leurs modalités de financement et de la valeur de la firme. Une synthèse de la littérature est exposée portant sur les modèles théoriques ainsi que les études empiriques qui ont examiné l'impact de la fiscalité sur les décisions d'investissement, de financement ainsi que sur la valeur de la firme. Cette partie est importante car elle trace les orientations de la partie empirique.

Ainsi, dans un premier temps, nous présentons les apports de la théorie néoclassique et la théorie de q de Tobin en matière d'investissement à travers l'approche fiscale (chapitre 1). Ensuite, nous nous sommes intéressés aux théories fiscales et financières explicatives du choix des modalités de financement des investissements tout en exposant les multiples tentatives de validation empirique des différentes théories notamment la théorie d'arbitrage et la théorie de la hiérarchie des sources de financement (chapitre 2).

Ces deux chapitres permettent d'aborder l'interaction entre les décisions d'investissement et les modalités de financement de ces investissements à travers l'approche fiscale et d'étudier l'impact sur la valeur de la firme dans un marché imparfait (chapitre 3).

Chapitre 1 : Impact de l'imposition directe des sociétés et de l'imposition personnelle sur la décision d'investissement : fondement théorique et revue de littérature

Les réglementations fiscales propres à chaque économie créent des contraintes ou offrent des incitations qui sont l'objet de toutes les stratégies d'optimisation fiscale. Les différentes mesures fiscales relatives à l'imposition des sociétés ainsi que le traitement fiscal des dividendes et des plus values en capital sont sources de distorsion et affectent le choix des investissements par la firme. Ce double impact de la fiscalité sur la décision d'investissement a fait l'objet de plusieurs études empiriques dont les résultats ont confirmé que l'effet de la variable fiscale n'est pas négligeable.

La modélisation des décisions d'investissement par les entreprises a connu une évolution assez importante durant ces dernières décennies. Certains de ces modèles ont intégré la variable fiscale.

Ainsi, dans une première section nous mettons en évidence l'impact de l'imposition directe des sociétés qui adoptent une stratégie d'optimisation fiscale. Sont présentés aussi, les approches de mesure du taux d'imposition, le fondement de la théorie néoclassique et de celle de q de Tobin ainsi que les ajustements fiscaux en intégrant l'imposition des sociétés sur le ratio de q de Tobin et le coût du capital. La deuxième section met en relief l'effet de l'imposition personnelle en matière de dividende et des gains en capital sur le coût du capital et sur les opportunités d'investissement à travers le ratio q de Tobin. L'introduction de la variable fiscale dans la modélisation de la décision d'investissement est présentée en troisième section.

Section 1 : Impact de l'imposition directe des sociétés sur la décision d'investissement

La fiscalité influence la décision d'investissement à travers son effet sur les taux de rentabilité générés par ces investissements, la mesure des opportunités d'investissement et le coût d'usage du capital. La position de l'entreprise vis à vis de la fiscalité a été modifiée d'une charge à subir le coût à un paramètre à gérer.

§1. Stratégie d'optimisation fiscale

L'impôt sur les bénéfices constitue pour la société une charge à gérer le coût tout en optimisant les différents choix fiscaux. C'est par le jeu de différents choix, choix entre des techniques fiscales ou choix entre des techniques juridiques préalables, que les objectifs de neutralisation et de régulation de la charge fiscale peuvent être atteints.

Ressignol (2000) souligne que les choix fiscaux tactiques sont des choix qui sont de nature à procurer un avantage financier à l'entreprise, généralement à brève échéance, mais dont la portée reste limitée. Il précise que leur importance ne doit cependant pas être négligée car leur exercice systématique et réfléchi peut à terme procurer un avantage distinctif à l'entreprise concernée. Ces choix peuvent être effectués au niveau du mode d'amortissement, d'une technique de valorisation, d'un mode de calcul d'une plus-value, d'une technique d'imputation d'un déficit. Les choix tactiques incluent aussi les différentes mesures d'incitation ou d'aide fiscale qui sont régulièrement proposées aux entreprises qui réalisent certaines opérations.

D'après Parot (1989), l'exercice des choix fiscaux les plus favorables pour l'entreprise rencontre toutefois une double limite : une limite juridique, celle de l'abus de droit et une limite d'opportunité qui relève de la politique générale de l'entreprise confrontée à certains choix stratégiques.

Capiez (1994) précise que l'optimisation fiscale consiste à minimiser principalement l'impôt sur les bénéfices afin de maximiser le résultat après impôts, pour chacune des parties prenantes d'un contrat relatif à une situation économique donnée, sous la contrainte d'un certain volume de production de biens ou de services à réaliser et des coûts d'exploitation correspondants.

De leurs parts Scholes et Wolfson (1992) précisent que la planification fiscale consiste pour toutes les parties prenantes d'un contrat relatif à une situation économique donnée, à obtenir la performance maximale en recherchant la minimisation de tous les coûts aussi bien les coûts fiscaux que les coûts de transaction liés au contrat. La perspective est globale tant au sens de la prise en compte de tous les impôts et de tous les coûts non fiscaux, qu'au sens de l'efficacité organisationnelle.

Avouyi-Dovi et al (1987) argumentent que le modèle d'investissement peut être amélioré par la prise en compte de l'effet de la fiscalité sur l'investissement. Ils ont lié directement l'investissement à une variable spécifique notée "fisc" qui reflète la

fiscalité. Cette variable est l'indice de fiscalité qui a été établi par Avouyi-Dovi et al dans le cadre du modèle «mimosa» et elle constitue un indicateur synthétique qui résume d'une manière assez exhaustive les différents aspects potentiellement déterminants de la fiscalité sur les investissements des entreprises tels que le taux d'impôt sur les sociétés, les régimes d'amortissement fiscaux et les incitations fiscales à l'investissement. Cette variable est calculée comme suit :

$$Fisc = \frac{1}{1-\beta}\left(1 - k_1 - k_2\beta - k_3 - (1-k_1)\beta z\right)$$, avec

β est le taux d'impôt sur les sociétés, k_1 est le taux d'impôt réduisant la base amortissable, k_2 est le taux des mesures fiscales réduisant le bénéfice imposable sans réduire la base amortissable, k_3 est le taux des crédits d'impôt n'affectant pas la base amortissable, z est une variable qui représente les différents aspects fiscaux relatifs à l'amortissement. Les modèles d'investissement estimés utilisent cette variable en plus d'autres variables notamment le ratio de q de Tobin et le profit.

La variable fiscale, par la multiplicité des effets qu'elle entraîne influence les activités de l'entreprise et notamment ses décisions financières. Les mesures fiscales caractérisant la variable fiscale consistent au taux d'imposition, à la base imposable, à la déduction des amortissements, aux incitations fiscales, aux reports déficitaires et aux réformes fiscales (Prtus et Muler (1982)).

Ces mesures fiscales se différent d'un pays à un autre ce qui peut être une source de discrimination fiscale. Fontaneau (1997) argumente que ces mesures fiscales agissent différemment sur les investissements des entreprises en provoquant plusieurs distorsions:

- Les distorsions sur les flux financiers : ce sont les effets qu'exerce la fiscalité sur les ressources de l'entreprise à savoir l'effet trésorerie et « l'effet autofinancement ». L'effet trésorerie est l'effet qu'exerce la fiscalité sur les disponibilités des entreprises. Payer les impôts constitue un flux de sortie de la trésorerie de l'entreprise qui vient diminuer sa liquidité en provoquant un déséquilibre financier à court terme. En revanche, l'effet autofinancement est l'effet qu'exerce la fiscalité sur les fonds propres de l'entreprise qui vient diminuer sa capacité d'autofinancement.

- Les distorsions en matière de dimension de l'entreprise dans un environnement en perpétuel changement : certaines entreprises trouvent dans la concentration une bonne

alternative pour persister à la concurrence, cependant le système fiscal peut contrarier ou modifier ce mouvement dans le cas d'absence d'un régime fiscal de plus-value de fusion ou d'absorption dû à la reprise des actifs nets.

- Les distorsions en matière de choix des investissements : le choix des investissements peut être déformé par l'existence d'un système fiscal rigide en particulier dans le cas des investissements de luxe et d'innovation.

- Les distorsions relatives aux modalités de financement des investissements: ces distorsions sont dues aux mesures fiscales qui permettent la déduction des charges d'emprunt et qui avantagent involontairement ce mode de financement par rapport au financement par fonds propres.

- Les distorsions en matière du choix des facteurs de production : une pression fiscale différentielle entre les facteurs de production peut modifier leurs contributions dans la fonction de production de l'entreprise.

A. Optimisation fiscale à travers le choix de la méthode d'amortissement

Les dotations aux amortissements, destinées à compenser la dépréciation des immobilisations, constituent une charge normale venant en déduction du bénéfice comptable en allégeant le prélèvement fiscal; elles peuvent donc fortement influencer le montant de l'impôt, et indirectement le coût du capital. Cet impact dépend de la législation fiscale ainsi que de l'importance et du rythme de renouvellement des immobilisations.

Les régimes d'amortissement se caractérisent par leur base de calcul, les durées d'amortissement (les taux) et le mode de calcul des dotations annuelles. Ce sont donc les écarts relatifs aux durées de vie fiscale entre pays qui peuvent être source de distorsions.

Le choix du taux d'amortissement annuel n'est pas libre en raison des prescriptions légales et réglementaires. Les restrictions portent tant sur le choix de la méthode d'amortissement que sur le taux d'amortissement lui-même. On constate que la somme des gains fiscaux actualisés est d'autant plus élevée que l'actif est amorti rapidement. A l'extrême, si le bien d'investissement est entièrement déductible du revenu à l'année d'acquisition (a_1=1 pour le premier exercice), l'entreprise contribuable bénéficie de l'allégement fiscal maximal pour un taux d'imposition constant dans le temps. Cependant, si l'entreprise escompte une hausse du taux d'imposition dans le futur par le

biais d'une hausse des profits ou une augmentation des taux d'imposition légaux, elle pourrait avoir intérêt à reporter cet amortissement à une année ultérieure. Pour cela, il faut que l'avantage retiré de l'augmentation du gain fiscal dépasse la perte d'intérêt due à l'ajournement de l'amortissement fiscal supplémentaire.

L'incidence du choix de la méthode d'amortissement doit être appréciée sur la période d'amortissement du bien. Si, sur la durée totale de l'amortissement, l'incidence fiscale globale est neutre, le choix de la méthode dégressive d'amortissement permet à l'entreprise de différer dans le temps le paiement de l'impôt sur les sociétés.

L'influence du régime d'amortissement sur la rentabilité de l'entreprise apparaît sous la forme d'économie d'impôt réalisée selon le système d'amortissement dégressif ou linéaire. Cette économie d'impôt est le produit de l'amortissement par le taux d'imposition et ceci si l'on fait abstraction du temps.

L'économie d'impôt est conditionnée par l'acceptation de l'administration fiscale de déduire la dotation constatée. Cette économie varie selon les différentes méthodes d'amortissement adoptées. En adoptant l'option légale quant au mode d'amortissement, l'entreprise peut parvenir à un surplus d'amortissement par rapport à la dépréciation réelle des biens.

L'amortissement dégressif appliqué sous certaines conditions incite l'entreprise au renouvellement plus rapide des investissements car les premières annuités couvrent la plus grande partie de la valeur d'achat. Ce système d'accélération du rythme de l'amortissement présente un avantage aussi bien fiscal que financier. L'avantage fiscal réside en une économie d'impôt plus importante sur les résultats pendant les premières années. Elle est due à l'augmentation des charges déductibles du bénéfice imposable.

L'avantage financier résulte de ce que l'amortissement constituant une charge non décaissée entraîne pour l'entreprise un excès de trésorerie qu'elle peut utiliser notamment pour de nouveaux investissements. L'amortissement peut constituer ainsi un instrument fiscal d'incitation à l'investissement. Sa portée doit toutefois être relativisée; l'avantage qu'il procure à une entreprise est d'autant plus grand que sa rentabilité est forte et que le taux de croissance de ses investissements est élevé. L'économie d'impôt réalisée dépend donc de la situation des entreprises concernées[3].

[3]La situation économique des différents pays, et particulièrement les écarts de taux d'inflation observés, peuvent avoir un impact plus important que les régimes d'amortissement sur les dotations.

B. Optimisation fiscale à travers les incitations fiscales

L'efficacité des incitations fiscales à l'investissement dépend de leur capacité à agir sur les déterminants de l'investissement. Les incitations fiscales ont pour effet de diminuer le coût du capital, elles peuvent donc agir sur la rentabilité anticipée et la contrainte de solvabilité. Elles peuvent aussi inciter à substituer le capital au travail. Pour être efficaces, il faut que les variations du coût du capital qu'elles engendrent soient un élément déterminant de la décision d'investir.

Les études statistiques et économétriques n'ont pas réussi à mettre en évidence une corrélation certaine entre la mise en œuvre de ces incitations et la hausse de l'investissement. Avouyi-Dovi et al (1987), en étudiant l'effet des aides spécifiques à l'investissement mises en œuvre durant la période 1965-1985 en France, ont conclut que les déductions fiscales ont eu, en moyenne, un effet incitatif sur l'investissement égal à une fois et demi leur coût budgétaire. Elles ont eu un effet transitoire, important en 1975, mais de courte durée. Les études semblables, effectuées à l'étranger, ont comme en France, illustré les difficultés de mesurer les effets des incitations. Aux Etats-Unis, il semble toutefois que le crédit d'impôt, appliqué pendant 7 ans, de 1978 à 1985, et la baisse de la durée d'amortissement ont joué un rôle important dans la stimulation des investissements. Au Royaume-Uni, le régime d'amortissement accéléré dont ont bénéficié les entreprises jusqu'au mars 1986 était très incitatif.

Les critiques qui leur ont été adressées ont contribué à leur suppression progressive. Pour être efficaces, les incitations fiscales doivent comporter une certaine permanence et elles doivent être adoptées au moment opportun, autrement leurs effets ne sont que transitoires et se limitent à un effet de calendrier modifiant la programmation des investissements sans accroître leur niveau global.

Les aides fiscales sont en mutation rapide et la décision d'investissement est une décision généralement à long terme ce qui élimine toute prévision. Les allégements fiscaux en faveur de l'investissement sont considérés par les entreprises comme une compensation à un manque d'infrastructure ou de marché et ont généralement pour objet de pallier les difficultés conjoncturelles[4].

[4] En plus de leur effet incertain, c'est le souci de neutralité qui a principalement inspiré les partisans pour leur suppression.

§2. Les approches de mesure du taux d'imposition

Le taux d'imposition est l'élément clé dans la détermination de la charge fiscale pour l'entreprise. Les études portant sur la charge d'impôt ne se sont pas basées sur le taux nominal ou statutaire de la législation fiscale mais plutôt sur le taux effectif d'impôt. Certaines études ont adopté la mesure du taux effectif moyen alors que d'autres études ont critiqué cette mesure et ont préféré la mesure du taux effectif marginal.

Les recherches récentes indiquent que pour estimer le taux d'imposition de la firme, il est important de prendre en compte l'effet des pertes d'exploitation nettes (*Net Operating Loss*), le crédit d'impôt à l'investissement (*Investment Tax Credit*), le taux minimum alternatif (*Alternative Minimum Tax*), la progressivité du taux d'impôt statutaire et l'incertitude du résultat fiscal futur (Shevlin (1987), Mackie Mason (1990) et Graham (1996b)).

A. L'approche du taux effectif moyen d'imposition

Différentes définitions ont été attribuées au taux effectif moyen. Ces définitions se diffèrent soit au niveau des éléments composant le numérateur du ratio soit au niveau des éléments composant le dénominateur.

Zimmerman (1983) a défini le taux effectif moyen de l'impôt comme étant le total des dépenses d'impôt diminué de la variation d'exigibilité de l'impôt différé et du crédit d'impôt à l'investissement divisé par le cash flow d'exploitation.

The Joint Committee on Taxation (1983) n'a pas adopté la même mesure du dénominateur. Elle a défini le taux effectif moyen de l'impôt par la somme des dépenses courantes d'impôt fédéral et étranger divisée par le profit comptable avant impôt diminué des revenus des actions provenant des filiales consolidées et des revenus des opérations extraordinaires et temporaires et majoré des revenus des intérêts minoritaires.

D'autres chercheurs ont inclus l'impôt par Etat, les impôts locaux, l'impôt différé et l'imposition personnelle des actionnaires. Feldestein et Mireaux (1983) ont défini le taux effectif d'impôt des revenus du capital pour les firmes non financières comme le ratio des impôts combinés sur le revenu réel du capital avant impôt. Le numérateur prend compte l'impôt fédéral, les impôts de l'Etat et les impôts locaux qui sont payés par la firme elle-même et par ses actionnaires.

Porcano (1986) s'est limité au niveau du numérateur à l'impôt fédéral divisé par le résultat net avant impôt ajusté (majoré des bénéfices ou des pertes des intérêts minoritaires et diminué des bénéfices nets ou des pertes des sociétés affiliées ou des joint-venture).

Marovelli (1986) a inclut l'impôt différé prévu être payé dans les années futures prochaines, dans le numérateur du ratio du taux d'impôt effectif moyen, en plus des impôts courants payables.

De leur part Bernad et Hayan (1986) ont défini le taux effectif moyen de l'impôt par le taux réel effectif. Il est égal au ratio de l'impôt fédéral et à l'étranger par rapport au profit réel distribuable. Ce dernier est mesuré par le coût de remplacement du bénéfice et par suite il est ajusté de l'inflation.

Wilkie (1988) a étendu la définition du bénéfice local pour tenir compte du bénéfice mondial. Il a défini le taux effectif moyen de l'impôt comme étant le ratio des impôts courants payables, sur le résultat mondial (national et à l'étranger).

Terando et Omer (1993) ont adopté deux mesures du taux effectif d'impôt réel. La première mesure inclue, dans le numérateur, l'impôt fédéral et les impôts locaux actuels alors que la deuxième mesure inclue en plus les impôts différés[5]. Le dénominateur de ces deux mesures est le bénéfice avant impôts et éléments extraordinaires.

Ces différentes définitions adoptées pour déterminer le taux effectif moyen d'impôt ont fait l'objet de plusieurs critiques. Graham (1996b) a argumenté l'inefficacité du taux effectif d'impôt, égal aux impôts payés divisés par le résultat fiscal, du fait qu'il peut être négatif [6]et même supérieur à l'unité et par suite, il peut induire en erreur[7].

Plesko (1999) argumente que les mesures du taux moyen d'impôt constituent des estimations biaisées et que ce biais est accentué par d'autres variables financières. Utilisée comme variable explicative dans plusieurs études, cette mauvaise estimation peut conduire les chercheurs à des conclusions erronées à propos des facteurs qui peuvent influencer la charge d'impôt.

---

[5]Ces impôts différés sont définis comme étant les impôts différés domestiques et à l'étranger qui sont prévus être payés durant l'année prochaine, c'est une approximation de la valeur actuelle du total de l'impôt différé courant et à long terme.

[6]Dans le cas où on prendrait compte des pertes fiscales reportées en arrière, ce report de perte peut entraîner le remboursement pour l'exercice courant ce qui rend le taux effectif négatif.

[7] Gupta et Newberry (1997) ont adopté une définition simple qui consiste aux dépenses d'impôt courant divisées au profit comptable avant intérêt et impôt.

L'auteur précise que le taux marginal d'impôt est une approximation de la charge d'impôt plus meilleure que le taux moyen d'impôt. Toutefois, sa détermination empirique peut faire référence à plusieurs approches tout en tenant compte d'autres variables fiscales notamment le report des pertes.

B. L'approche du taux effectif marginal d'imposition

Différentes mesures ont été adoptées par les chercheurs pour déterminer le taux effectif marginal d'imposition. Graham (1996a) a défini le taux effectif marginal d'imposition comme étant la valeur actuelle de l'impôt courant et prévu payé sur un dollar de bénéfice ajouté au résultat gagné actuellement. En estimant le TEMI, Graham a pris en compte les pertes d'exploitation nettes (*Net Operating Losses*), le crédit d'impôt à l'investissement (*Investment Tax Credit*), et le minimum d'impôt (*Alternative Minimum Tax*).[8] Dans ce cadre, il a appliqué une technique particulière de simulation afin de déterminer le taux effectif marginal d'impôt[9].

Shevlin (1990) et Scholes et Wolfson (1992) ont argumenté que dans la mesure où la probabilité de subir les pertes d'exploitation nettes augmente, le taux marginal d'impôt de la firme diminue. Pour certaines firmes, l'impact prévu de la variation du taux est fonction du taux d'impôt marginal et ainsi que la situation de perte d'exploitation. Empiriquement, deux relations entre les pertes d'exploitation nettes et les impôts ont été démontrées. Auerbach et Poterba (1986) ont constaté une relation forte entre le report en avant des pertes d'exploitation nettes et la probabilité d'avoir un faible taux d'impôt marginal dans le futur. Ils ont indiqué que les firmes ayant des pertes d'exploitation nettes peuvent ne pas répondre à la variation d'impôt dans la mesure où ces firmes sont dispensées d'impôt au moins à cours terme (leur taux d'impôt marginal est faible). De même, Mackie-Mason (1990) a constaté que dans la mesure où la probabilité de supporter les pertes d'exploitation nettes augmente, les effets de variation d'impôt diminuent.

De leurs parts, Gupta et Newberry (1997) ont utilisé une approche multivariée pour mesurer le taux effectif marginal d'imposition et examiner l'effet de la réforme

---

[8]De même, Alshuler et Poterba (1990) ainsi que Shevlin (1990) ont pris en considération ces facteurs dans leur estimation du taux marginal d'impôt.

[9]Voir Graham J., (1996a), « Debt and the marginal tax rate », Journal of Financial Economics, 41, pp. 41-74.

américaine de 1986 sur les déterminants de ce taux. Ils ont examiné quatre déterminants à savoir la taille, la profitabilité, la structure du capital et la composition des actifs.

Graham et al (1998) ont appliqué la méthode de simulation de Graham (1996a). Toutefois, ils ont appliqué des mesures cumulatives de la politique financière (dettes ou leasing) plutôt que de se focaliser sur les décisions additionnelles. De plus, ils ont intégré l'effet de l'imposition personnelle.

Mackie III (2002), a adopté une approche particulière fondée sur le coût du capital pour déterminer le taux marginal effectif d'impôt. Il argumente que ce taux reflète une proportion du coût du capital relatif à l'impôt supporté à l'investissement marginal. Plus le taux effectif d'impôt est élevé plus l'incitation d'investissement est faible.

En se basant sur le calcul du coût du capital par Hall et Jorgenson (1967), Mackie III (2002) a déterminé le taux effectif marginal d'imposition. Il indique que le coût du capital est le rendement réel avant impôt gagné sur les investissements marginaux dégageant un profit, c'est le rendement qui suffit à payer l'impôt, couvrir la dépréciation économique et le rendement après impôt exigé par les investisseurs. Par suite, $C=(r-\pi+\delta)(1-\mu z-k)\,/\,(1-\mu)$ (1), avec r est le taux de rendement nominal après impôt exigé par les investisseurs (c'est le taux nominal d'actualisation), π est le taux d'inflation prévu, δ est le taux de dépréciation économique, μ est le taux d'impôt statutaire sur le profit, z est la valeur actuelle escomptée de dépréciation déduite de l'impôt, k est le taux du crédit d'impôt à l'investissement.

Afin de dériver le taux marginal d'impôt tel qu'établi par Auerbach (1983), le taux d'impôt sur le profit économique réel (θ) de l'investissement conduit à un coût de capital égal à $(r-\pi)/(1+\theta)+\delta$ dans la mesure où l'actif doit dégager un profit suffisant pour laisser un taux de rendement réel de $r-\pi+\delta$ après payement d'impôt.

Si θ est équivalent aux provisions d'impôt considérées dans l'équation (1) on a :

$$(r-\pi)/(1-\theta)+\delta=(r-\pi+\delta)(1-\mu z-k)/(1-\mu)$$

Ce qui implique : $\theta=\{\rho-(r-\pi)\}/\rho$ où $\rho=c-\delta$ est le taux de rendement réel avant impôt net de dépréciation.

Mackie III (2002) a exposé plusieurs situations pour déterminer le taux effectif marginal d'impôt. A cet effet, si le système d'impôt est basé sur le résultat économique réel, le taux effectif est égal au taux statutaire d'impôt. Les dépenses faisant élément du

coût d'investissement (déduite immédiatement) conduit à ce que le taux effectif d'impôt soit égal à zéro (z =1 et k = 0). La dépréciation accélérée réduit le taux effectif à un taux plus faible que le taux statutaire.

De même, Mackie III (2002) a déterminé le taux effectif d'impôt dans le cas où l'investissement est financé par des dettes, par des actions et la combinaison de ces deux sources de financement.

Dans le cas où l'investissement est financé par des dettes, le prêteur reçoit après avoir payer les impôts $i-\tau_d(i-x\pi)-\pi$, avec i est le taux d'intérêt nominal prévu, x = 1 si les déductions d'intérêt sont indexées par l'inflation et x = 0 si l'intérêt nominal est complètement déductible (et taxable) et τ_d est le taux d'impôt statutaire relatif au revenu d'intérêt. Le taux effectif d'impôt est égal à $\{\rho-(i-\tau_d(i-x\pi)-\pi)\}/\rho$.

Dans le cas où l'investissement est financé par l'émission de nouvelles actions (prise en compte de l'imposition des actionnaires), le taux de rendement réalisé des investissements est égal à $r_e/(1-\mu)$ avec r_e est le taux d'actualisation des investissements financés par actions. Le taux de rendement après impôt revenant aux actionnaires[10] est $r_e(1-\tau_e)$ et le taux effectif d'impôt est égal à $\mu+\tau_e-\tau_e\mu$ où τ_e est le taux d'imposition des actionnaires sur le revenu des actions. Ainsi, le taux effectif d'impôt reflète la double imposition des profits.

En comparant le taux effectif d'impôt déterminé en cas où les investissements sont financés par les dettes avec le taux effectif d'impôt déterminé en cas où les investissements sont financés par des actions $\tau_d \; est \prec \mu+\tau_e-\tau_e\mu$.

L'auteur indique que si les revenus sont distribués aux actionnaires sous forme de dividendes alors $\tau_e=\tau_{div}$. De même, il argumente que dans la mesure où le taux d'impôt des gains en capital est généralement plus avantageux que le taux appliqué aux dividendes, les firmes ont intérêt à procéder à des opérations de rachats d'actions au lieu de distribuer les bénéfices sous forme de dividendes.

Dans le cas où les investissements sont financés par les dettes et les actions, un taux effectif d'imposition pondéré, selon l'importance des dettes et des actions comme

[10]Le système américain impose les profits à deux reprises : au niveau de la firme et au niveau des actionnaires en recevant les dividendes ou les revenus du capital.

source de financement de l'investissement marginal, est déterminé. (Auerbach (1979) et (1983), Fullerton (1987) et Gravelle (1994)).

L'approche pour déterminer le taux effectif d'imposition pondéré consiste à utiliser un taux d'intérêt spécifique, un taux de rendement des actions spécifique pour déterminer le taux d'actualisation moyen pondéré et par suite le coût du capital. Les mêmes pondérations sont utilisées pour déterminer le taux de rendement après impôt de l'investissement qui sera utilisé pour déterminer le taux effectif d'imposition pondéré. Cette approche est valide dans le cas où la firme aurait ses propres raisons d'utiliser le mix des dettes et des actions dans le financement des investissements malgré l'économie d'impôt résultant de l'utilisation des dettes.

En cas d'équilibre du marché financier, les firmes utilisent un mix des dettes et des actions pour financer leur investissement. Le coût de faillite et le risque constituent des considérations à prendre en compte dans l'équilibre du marché financé avec les dettes et les actions (Auerbach (1983), Bradford et Stuard (1986) et Gordon et Mackiel (1981)).

Plusieurs chercheurs ont essayé d'expliquer les différences entre le taux effectif moyen et le taux effectif marginal tout en favorisant le taux effectif marginal d'imposition. Fullerton (1984) a présenté les raisons explicatives des différences entre les deux taux d'imposition. Ces raisons résultent du fait que :

- les changements dans la loi fiscale affectent les déductions ou les crédits pour les nouveaux investissements sans modifier les déductions pour les investissements précédents.

- Certaines firmes appliquent la dépréciation selon la durée de vie de l'immobilisation et non sur la base des taux minimums autorisés par la loi. De même, certaines sociétés utilisent la méthode d'inventaire FIFO plutôt que celle de LIFO ce qui augmente la charge d'impôt et par suite le taux effectif moyen.

- Le taux effectif marginal dépend du taux d'inflation prévu alors que le taux effectif moyen dépend de l'inflation actuelle ou passée.

Mackie III (2002) précise que le taux effectif marginal est une mesure d'incitation à l'investissement basée sur les cash-flows futurs des investissements futurs. Il diffère du taux effectif moyen calculé par le ratio des impôts payés et le profit avant impôt actuellement réalisé. Comme mesure d'incitation à l'investissement marginal, le taux

effectif marginal est préférable au taux moyen, dans la mesure où ce dernier est affecté par les provisions d'impôt qui ne sont pas applicables aux investissements actuels.

D'après Giannini et Maggiulli (2002), l'étude effectuée par la commission européenne pour déterminer le taux marginal d'imposition et le taux effectif moyen d'imposition pour les membres de l'Union Européenne, selon les modes de financement de l'investissement, pour l'année 1999, a montré que le taux marginal est généralement plus faible que le taux effectif moyen et ce à cause des déductions fiscales sous forme de dépréciation et de paiement d'intérêt (la charge fiscale est réduite pour les investissements marginaux).

En récapitulation de ces différentes définitions du taux effectif moyen et marginal d'imposition, il est à signaler que les divergences ou les complémentarités constatées ont affecté de manière significative les résultats empiriques.

C. L'approche des coins fiscaux

La méthode des coins fiscaux est basée sur le cadre conceptuel suivant : les taux effectifs d'imposition tiennent compte, non seulement du taux légal de l'impôt sur les sociétés mais aussi des autres variables fiscales qui influencent sur le montant de l'impôt et la rentabilité de l'investissement. Pour qu'un investissement soit rentable, il faut que son rendement avant impôt permette d'assurer l'amortissement, de payer l'impôt et de garantir aux actionnaires le rendement net d'impôt qu'ils pourraient obtenir en prêtant leurs fonds au taux d'intérêt du marché.

La différence entre le taux de rendement avant impôt obtenu par la société sur un projet d'investissement et le rendement après impôt obtenu par l'épargnant investisseur, constitue un indicateur de la distorsion globale occasionnée par les impôts, appelée "coin fiscal" total. La méthode des coins fiscaux a été définie par King et Fullerton (1984). Elle a ses limites mais elle permet de comparer l'impact des différents régimes fiscaux sur l'investissement.

Une étude de l'OCDE (1992)[11] a procédé à des comparaisons, à l'aide de cette méthode (les coins fiscaux) et les taux effectifs d'imposition applicables aux investissements entre 24 pays de l'OCDE dans le cadre des systèmes fiscaux en vigueur au premier janvier 1991. De plus, une autre étude proposée par la commission européenne en 1999 s'est basée sur la méthode de King et Fullerton (1984).

[11] A partir du rapport du comité de réflexion des experts indépendants sur la fiscalité des entreprises, Commission des Communautés européennes, Mars 1992.

1. L'étude de King et Fullerton (1984)

Dans leur étude King et Fullerton (1984) ont présenté une méthode qui permet de modéliser d'une manière rigoureuse les dispositions complexes des codes fiscaux. Elle permet de comparer systématiquement les différents types de régimes fiscaux, aussi bien à l'intérieur d'un pays donné (selon les types d'investissement et leurs modes de financement) qu'entre les pays. Elle définit tout d'abord trois taux de rendement relatifs à un investissement donné: le taux de rendement avant impôt, *(p),* le taux de rendement après paiement de l'impôt sur les sociétés *(r)* et un taux de rendement après paiement de l'impôt sur les sociétés et les revenus individuels (s). On peut également dire que *(p)* est le taux de rendement «brut d'impôt», *(r)* est le taux d'intérêt réel et (s) est le rendement net perçu par l'actionnaire individuel. On appellera «décalage fiscal» la différence entre le taux *(p)* et le taux (s), et «taux fiscal marginal effectif» sur tout nouvel investissement le ratio *(p-s)/p.* Il est alors possible de calculer, pour une catégorie d'investissement, une branche industrielle, une source de financement, et enfin une classe d'investisseurs donnée, *r* et s connaissant *p.* Plus généralement, connaissant l'un des trois taux de rendement, on en déduit les deux autres en appliquant le taux d'imposition approprié. King et Eullerton s'intéressent particulièrement au cas «fixé», ce qui signifie concrètement que tous les investisseurs perçoivent le même taux de rendement brut d'impôt (les auteurs prennent le taux de 10%). Ils calculent ensuite *r,* s, le décalage fiscal et enfin le taux d'imposition marginal effectif. Ils considèrent également le cas «fixé ». En supposant que le taux d'intérêt réel unique est de 5 %, ils calculent *p* et *r* par application du code fiscal et des taux d'imposition appropriés. Les calculs sont effectués dans le cas de 81 projets d'investissement. En pondérant convenablement les taux obtenus dans les différents cas, ils en déduisent des taux de rendement moyens sur le capital pour chacun des pays. Les 81 projets d'investissement sont obtenus en combinant trois catégories d'actifs (machines, bâtiments et stocks), trois catégories d'industries (manufacture, commerce et autres), trois sources de financement (endettement, émission de nouvelles actions et fonds propres), et trois catégories de détenteurs (les ménages, les institutions exemptées d'impôts et les compagnies d'assurances). La combinaison des trois modalités de chacune de ces quatre caractéristiques donne au total 81 types de projets d'investissement (Bernheim et Shoven (1988)).

Dans leur étude, King et Fullerton réussissent à saisir les aspects les plus importants de la fiscalité pesant sur chacun des 81 projets. Ainsi, ils analysent de façon précise

aussi bien les caractéristiques fiscales relatives aux gains nominaux de capital que les divers modes d'amortissement, les crédits d'impôt à l'investissement, le traitement fiscal des stocks, ou celui des profits distribués et non distribués.

Cette méthode a fait l'objet de certaines critiques, Giannini et Maggiulli (2002) indique que bien que cette méthode soit simple et d'une renommée internationale, elle présente des limites :

- elle ne tient pas compte de la situation de perte et notamment du report de cette perte.

- Les résultats dépendent des hypothèses portant sur les déterminants de l'investissement supposé affecté par le contexte économique dans lequel il tient lieu[12].

- Une hypothèse particulière importante qui aurait due être prise en compte est le rôle de la taxation personnelle des actionnaires sur le taux effectif d'impôt.

- La méthodologie de King et Fullerton se concentre sur l'effet de la taxation sur l'investissement marginal avec l'hypothèse que le taux de rendement après impôt égalise le coût net du projet avec la valeur actuelle de son profit après impôt. Toutefois, dans le cas où la compétitivité du marché n'est pas parfaite, l'investisseur peut faire face au choix entre deux projets ou plus qui sont prévus dégager un gain plus faible que le taux de rendement minimum exigé.

2. L'étude de l'OCDE

L'étude de l'OCDE (1992)[13] calcule les coins fiscaux dans les différents pays pour trois modes de financement (autofinancement, endettement et augmentation de capital) et pour trois catégories d'actifs (bâtiments industriels, machines et stocks) dans l'industrie manufacturière. Neuf combinaisons entre actif - mode de financement ont été adoptées. En dépit des hypothèses simplificatrices nécessaires à cause de l'impossibilité d'appréhender toutes les situations réelles possibles, l'étude fait apparaître les distorsions en faveur ou au détriment de certains modes de financement, les effets du système fiscal sur la structure des investissements par secteur et activité et les effets de l'inflation. Cette étude se distingue de celle de King et Fullerton (1984) par l'intégration de l'imposition personnelle.

[12]Le cadre économique dépend des hypothèses portant sur le taux d'inflation, le taux d'intérêt et éventuellement le taux de change. La définition de l'investissement supposé dépend du poids des différents éléments composant cet investissement et le poids des différentes sources de financement.

[13] Voir Rapport du comité de réflexion des experts indépendants sur la fiscalité des entreprises, Commission des Communautés européennes, Mars 1992.

a. Les paramètres influençant la détermination des coins fiscaux

L'étude des effets du système fiscal sur les décisions d'investissement prend en compte trois taux de rendement : le taux de rendement réel de l'investissement avant impôt sur les bénéfices (p), le taux d'intérêt réel avant application de l'impôt sur le revenu des personnes physiques (r), le taux de rendement réel après impôt sur le revenu bénéficiant finalement après, ces prélèvements successifs, aux apporteurs de fonds (s). Le coin fiscal est égal à (p-s), le taux d'imposition effectif est défini comme étant égal à (p-s) / p. (r) est fixé à un certain niveau correspondant au taux d'intérêt réel moyen (5% dans l'étude de l'OCDE). Pour ce taux d'intérêt, les modalités d'imposition des sociétés permettent de déterminer p, le taux de rendement requis par les actionnaires pour qu'ils acceptent d'investir dans la société, puis le taux s.

Le coin fiscal total dépend donc du régime d'imposition des sociétés et de celui des ménages. La combinaison de divers éléments permet d'expliquer les écarts des coins fiscaux constatés entre pays pour des modes de financement et des catégories d'actifs différents. Il s'agit notamment des taux d'imposition, des règles d'amortissement, de l'impôt sur le revenu des personnes physiques et de l'inflation.

(1) Les taux d'imposition

Comme les taux d'imposition s'appliquant aux intérêts, aux dividendes et aux gains en capital sont différents, les taux de rendement requis avant impôt différent selon les sources de financement. Plus la source de financement est faiblement imposée, plus le taux de rendement requis avant impôt est faible. L'effet combiné de l'impôt sur les sociétés et de l'impôt sur le revenu rend généralement le financement par endettement moins coûteux que celui sur fonds propres, et l'autofinancement moins coûteux que l'augmentation du capital.

Le taux de l'impôt sur les bénéfices influe sur le coin fiscal en fonction du mode de financement par endettement ou par fonds propres, en raison de la déductibilité des intérêts versés du bénéfice imposable. Plus le taux d'imposition est élevé, plus la valeur des déductions d'intérêt est élevée, plus le coin fiscal correspondant à un investissement financé par endettement est faible.

(2) Les règles d'amortissement

Les règles d'amortissement influencent le coin fiscal puisque les abattements pour amortissement réduisent le taux de rendement requis. La valeur de l'abattement dépend

du taux d'amortissement mais aussi du taux d'impôt sur les sociétés. Plus le taux d'amortissement ainsi que le taux de l'impôt sur les sociétés sont élevés, plus le montant d'impôt que l'abattement permet à l'entreprise d'économiser est important.

(3) L'impôt sur le revenu des personnes physiques

L'impôt sur le revenu des personnes physiques frappe différemment les intérêts, les dividendes et les gains en capital. Outre les régimes d'imposition différents, les taux marginaux d'imposition auxquels ils sont soumis diffèrent d'un individu à l'autre puisqu'ils dépendent du montant global du revenu de ceux qui les perçoivent. Les taux marginaux s'appliquant aux titulaires de dividendes sont en moyenne plus élevés que ceux s'appliquant aux titulaires d'intérêts qui ont généralement des niveaux de revenus plus faibles. L'impôt sur les gains en capital a la particularité de pouvoir être différé.

(4) L'inflation

L'inflation exerce sur les coins fiscaux des effets complexes à travers son impact sur le bénéfice imposable. Le taux d'inflation agit par l'intermédiaire de l'amortissement selon que les règles d'amortissement prévues par la législation permettent de compenser ou non les effets de la hausse des prix sur les dotations aux amortissements; l'amortissement fiscal peut être inférieur à l'amortissement économique en période de forte inflation. Dans ce même contexte, les plus-values sur stock sont en grande partie nominales, les méthodes d'évaluation indexant ou non leur valeur augmentent ou diminuent les bénéfices imposables. Les gains en capital sont généralement imposés sur leur valeur nominale, bien que les taux réduits accordés aux plus values à long terme sont partiellement destinés à compenser les effets de l'inflation, jugés d'autant plus sensibles que la durée de détention des actions est longue. L'inflation augmente donc les coins fiscaux et les taux d'imposition effectifs à travers ses effets sur les amortissements, les stocks et les gains en capital. En revanche, elle les réduit par le biais de la déductibilité des intérêts nominaux qui minore d'autant plus le bénéfice imposable que le taux d'inflation est élevé. L'incitation à financer les investissements par endettement plutôt que par les fonds propres est fortement accentuée en période d'inflation.

b. Les résultats de l'étude

L'étude de l'OCDE a permis de constater que :

- La neutralité n'est pas assurée à l'égard des formes de financement : Dans presque tous les pays, le mode de financement fiscalement favorisé est l'endettement en raison de l'avantage considérable que constitue la déductibilité des intérêts nominaux.

Dans les pays qui pratiquent un système d'imputation intégrale ou partielle (l'Italie, la Finlande, l'Allemagne, la France) ou qui déduisent les dividendes de l'assiette de l'impôt, l'augmentation du capital est aussi avantageuse que l'endettement.

Dans les pays qui, au contraire n'atténuent pas la double imposition des dividendes, l'endettement est plus avantageux que les deux autres formes de financement et en l'absence d'impôt sur le revenu des personnes physiques, il n'existe pas de différence entre l'autofinancement et l'augmentation de capital (Etats-Unis, Suisse, Pays-Bas, Luxembourg, Japon, Belgique, Danemark)

- La neutralité n'est pas assurée à l'égard des différentes catégories d'actifs : Les conclusions sont moins claires, mais il apparaît que dans tous les pays (sauf l'Irlande, l'Italie, l'Espagne) le système fiscal favorise l'investissement en machines par rapport à l'investissement en bâtiments, et l'investissement en stocks est généralement celui qui supporte la charge fiscale la plus élevée (sauf toutefois aux Etats-Unis, Japon, en Italie aux Pays Bas). Les règles d'amortissement et d'évaluation des stocks influent sur ce résultat. Les pays n'autorisant pas, ou sous des conditions très limitatives, la méthode LIFO, sont ceux où les investissements en stocks sont relativement les plus imposés.

- Au sein d'un même pays, les coins fiscaux varient fortement selon les catégories d'actifs et les formes de financement. Peut-on alors comparer les taux d'imposition effectifs moyens observés dans les différents pays et en déduire quels sont les systèmes d'impôt sur les sociétés les moins dissuasifs à l'égard des investissements nouveaux? Le modèle ne prenant pas en compte tous les éléments susceptibles d'influencer les taux d'imposition effectifs, et les pondérations utilisées pour tenir compte de l'importance relative dans chaque pays des différents modes de financement et catégories d'actifs pouvant ne pas refléter exactement la réalité, ces comparaisons ont des limites.

- L'impôt sur le revenu des personnes physiques augmente les coins fiscaux et il modifie leur structure. Il a donc pour effet d'accroître et de changer les distorsions.

- L'inflation accroît les différences de niveau entre les coins fiscaux mais son interaction avec les différents systèmes d'imposition peut provoquer des effets en sens opposé. Elle augmente généralement les distorsions potentielles.

- L'utilisation de pondérations propres à chaque pays diminue le coin fiscal moyen, ce qui signifie que les entreprises réagissent aux différences d'imposition et cherchent à minimiser la charge fiscale en utilisant les modes de financement et en investissant dans

les actifs qui sont fiscalement favorisés. L'impôt affecte donc les décisions d'investissement et il est créateur de distorsions.

Les résultats obtenus à partir de l'étude de King et Fullerton (1984) sont comparables à ceux de l'étude de l'OCDE. Ils font apparaître d'importantes différences suivant les actifs, les secteurs et les modes de financement. On peut ajouter une constatation supplémentaire : la législation fiscale réserve en général un traitement de faveur à l'épargne des actionnaires transitant par l'intermédiaire d'institutions fiscalement favorisées ou exonérées d'impôts. Dans cette hypothèse, le coin fiscal est plus faible que lorsque les actionnaires apportent directement les fonds.

3. L'étude de la commission européenne

La commission européenne (1999) a adopté une nouvelle approche basée sur celle de King et Fullerton avec application de certains ajustements. Le modèle est établi à l'échelle macro-économique pour six pays, l'Allemagne, la France, l'Irlande, les Pays Bas, le Royaume Uni et les Etats-Unis.

Le cadre conceptuel du modèle *European Tax Analysis* diffère de celui de l'approche traditionnelle King et Fullerton (1984) et implique le calcul et la comparaison de la charge effective d'impôt à partir des caractéristiques structurelles des régimes d'imposition des différends membres de l'union. Les provisions d'impôt et du report des pertes ont été prises en compte.

En résumant cette approche, Giannini et Maggiulli (2002), précisent que les calculs sont basés sur des combinaisons d'actifs et de passifs pour des industries spécifiques de sociétés de taille moyenne. Basés sur le capital stock disponible, les profits futurs avant impôts sont dérivés des recettes et des dépenses futures associées au capital stock initial. L'impôt exigible est ainsi déterminé sur la base de l'assiette imposable conformément aux règles nationales et en appliquant les taux nationaux.

Le modèle permet de déterminer le taux effectif d'impôt moyen qui mesure la charge effective d'impôt des projets réalisant des rendements supérieurs au coût du capital. Cette approche ne représente pas le comportement optimal des firmes, elle se base essentiellement sur les caractéristiques particulières du modèle de la firme, notamment le capital stock initial et celui prévu durant la période de simulation.

Dans ce modèle, on n'a pas tenu compte de l'hypothèse explicite portant sur la concurrence au niveau des facteurs de production sauf la taxation du capital. Toutefois, le modèle est implicitement basé sur l'hypothèse que les firmes supportent autres éléments du système fiscal particulièrement les cotisations sociales.

D. Problèmes de mesure du taux effectif d'imposition

La mise en relief du rôle important de l'impôt n'est pas aussi évidente et ceci est dû pour une part à ce que le taux effectif d'imposition est calculé abstraction faite du risque (Fullerton (1986)). En plus, malgré que le ratio dettes/actions est influencé par l'économie d'impôt des dettes par rapport aux actions, le calcul du taux effectif d'imposition, dans la plupart des cas ignore l'effet de l'impôt sur la politique financière de la firme en utilisant le même ratio des dettes/actions pour tous les régimes d'impôt (Fullerton (1987), Gravelle (1994)).

Différents problèmes résultent en déterminant les pondérations appropriées. Un premier problème est qu'il n'y a pas de données qui permettent de déterminer comment un investissement marginal est financé de la même manière que le capital stock moyen. Un deuxième problème est que le ratio des dettes/actions varie selon le type d'actifs, il est plus large pour les constructions que les équipements (Gordon et al (1987) et Bosworth (1985)). Toutefois la détermination du taux effectif d'imposition suppose l'utilisation d'un ratio dettes/actions commun pour tous les investissements. Ceci conduit à ce que le taux effectif d'impôt pour les constructions soit plus élevé que celui des équipements.

La mise en évidence empirique au niveau des constructions est contradictoire. Fullerton et Gordon (1983) ont confirmé que les constructions devraient être financées par un montant élevé de dettes que les équipements. Par contre, Gravelle (1987, 1999) a conclu que les constructions ne nécessitent pas un ratio élevé des dettes/actions.

De plus, l'effet de l'impôt sur les dividendes (la théorie traditionnelle de l'imposition des dividendes) affecte la pondération du ratio dettes/actions et ce en affectant la politique de financement par actions. Toutefois, dans le calcul du taux effectif d'imposition, le poids des actions reste constant en cas de variation de l'impôt.

§3. Impact de la fiscalité directe des sociétés sur la décision d'investissement à travers la théorie néoclassique

Le concept du coût d'usage du capital inclue dans sa composition en plus du coût du capital, le coût de dépréciation des actifs (Jorgenson (1963)). Hall et Jorgenson (1967) ont tenu compte de la politique fiscale. De même, Auerbach (1984) a étudié l'effet des dispositions fiscales sur l'incitation d'investir par le billet du coût du capital. Il a analysé l'impact de l'épuisement d'impôt (*tax exhaustion)* sur le coût du capital. De sa

part, Myers (1986) a montré que le coût du capital est hautement sensible au résultat imposable de la firme qui est déterminé en tenant compte des reports déficitaires sur les bénéfices futurs.

Lyon (1990) a étudié la possibilité pour les redevables d'avoir plusieurs incitations d'investissement quand ils sont soumis au système d'impôt régulier et au système du minimum d'impôt alternatif pour différentes périodes dans le temps. Les firmes qui sont soumises au minimum d'impôt alternatif peuvent avoir un coût du capital plus au moins élevé que les firmes qui sont soumises en permanence au système d'impôt régulier. Le coût du capital des firmes qui ont été soumises, pour une période au minimum d'impôt alternatif, est sensible à la durée de cette période. Les firmes qui achètent des équipements alors qu'elles sont soumises au minimum d'impôt alternatif pour une durée courte sont probables d'avoir un coût du capital plus élevé que les firmes qui sont en permanence sous le système régulier d'impôt. D'un autre coté, les firmes qui achètent des équipements ou autres actifs alors qu'elles sont soumises au système régulier d'impôt ensuite au régime du minimum d'impôt alternatif, peuvent avoir un coût du capital plus faible.

Les firmes soumises au minimum d'impôt alternatif et finançant ses investissements par des dettes elles font face à un coût du capital plus élevé que les firmes qui utilisent des actions pour le financement. Le désavantage du financement par la dette augmente avec la durée où la firme est soumise au minimum d'impôt alternatif. Lyon (1990) a examiné les méthodes d'établir les systèmes d'impôt minimum qui peuvent préserver la neutralité de l'investissement. La solution générale qui fournit la neutralité sous n'importe quel système de dépréciation ou source de financement exige que le crédit d'impôt du minimum d'impôt alternatif augmente en valeur jusqu'au taux d'actualisation après impôt des firmes sous le système régulier.

Devereux et al (1994) ont utilisé des données individuelles pour estimer les effets du système d'impôt anglais sur le coût du capital durant la période 1968–1990 et notamment les conséquences d'une situation de *tax exhaustion*. Les résultats ont confirmé que la situation de *tax exhaustion* a des effets significatifs sur le coût du capital. Dans ce cas, le coût du capital est réduit quand la firme s'approche de la période de perte fiscale et il augmente quand elle quitte une telle situation. Cette analyse confirme aussi les résultats des autres études en montrant les variations substantielles dans les coûts des formes alternatives de financement et les incitations pour les différents types d'investissement. En plus, elle révèle une variation entre les firmes pour des types équivalents d'investissement et des sources de financement.

Mckenzie et Thompson (1997) ont analysé l'effet de l'impôt sur le coût du capital. En cas d'absence d'imposition sur les bénéfices, le coût du capital est la moyenne pondérée du taux de rendement réel auquel l'entreprise renonce sur les fonds investis dans une unité d'actif immobilisé plus la perte de valeur économique de cet actif. Le coût du capital est exprimé comme suit : $c = p(r + \delta - \pi)$, avec c est le coût du capital; p est l'indice des prix pour une unité de l'actif immobilisé; $r = i\,(1-\tau)\beta + \mu\,(1-\beta)$, c'est le coût moyen pondéré de financement, lorsque i désigne le taux d'intérêt nominal sur les capitaux d'emprunt, β le ratio des capitaux d'emprunt à l'actif, μ est le coût d'option des capitaux propres et τ est le taux d'imposition; π est le taux d'inflation et δ est le taux de dépréciation économique de l'actif immobilisé.

La prise en compte de la variable fiscale a une influence sur le coût du capital. En effet, l'imposition des flux de revenus tirés d'une unité supplémentaire de l'actif immobilisé réduit le produit marginal du capital de $(1-\tau)$. Cela équivaut à une hausse de $1/(1-\tau)$ du coût du capital. Le régime fiscal exerce ainsi un effet négatif sur l'investissement.

Le régime fiscal offre également divers crédits et déductions qui réduisent le coût du capital, exerçant ainsi un effet positif sur l'investissement. En premier lieu, les intérêts sur les capitaux d'emprunt peuvent être déduits du bénéfice imposable, ce qui réduit le coût d'option du financement r. En deuxième lieu, les crédits d'impôt à l'investissement (CII) réduisent le coût de l'actif en diminuant de pK le prix effectif d'achat, après impôt, d'une unité de l'actif immobilisé. En troisième lieu, les gains fiscaux réalisés sur les amortissements fiscaux abaissent le coût du capital. La valeur actuelle de l'amortissement fiscal déduit au fil des années est notée pA; l'économie d'impôt ainsi obtenue est donc $p\tau A$[14].

Le coût du capital est ainsi égal :

$$c = \frac{p(r + \delta - \pi)(1 - k - \tau A)}{(1 - \tau)} = \frac{p(i(1 - \tau)\beta + \mu(1 - \beta) + \delta - \pi)(1 - k - \tau A)}{(1 - \tau)}$$

avec c est le coût du capital; p est l'indice des prix pour une unité de l'actif immobilisé ; $r = i(1-\tau)\beta+\mu(1-\beta)$, c'est le coût moyen pondéré de financement, lorsque i désigne le taux d'intérêt nominal sur les capitaux d'emprunt, β le ratio des capitaux d'emprunt à l'actif, μ le coût d'option des capitaux propres et τ est le taux d'imposition ; π est le

[14] Les méthodes d'amortissement, dégressif ou accéléré, ont un impact important sur le coût du capital.

taux d'inflation, δ est le taux de dépréciation économique de l'actif immobilisé et K est le taux du crédit d'impôt à l'investissement.

$A = \tau \sum_{t}^{T} a_t / (1+\rho)^t$, c'est la valeur actuelle de l'amortissement fiscal d'une unité de l'actif immobilisé, avec a_t est l'annuité d'amortissement et ρ est le taux d'actualisation.

Gale et Orszag (2005) n'ont pas confirmé l'approche traditionnelle stipulant que des taux d'impôt faibles du revenu du capital, réduisent le coût d'usage du capital et stimulent l'investissement. Ils argumentent que la réduction dans les taux d'impôt entraîne une augmentation dans le déficit budgétaire. Or, en augmentant le déficit budgétaire, les taux d'intérêts augmentent et par conséquent le coût des investissements. Ainsi, les auteurs ont montré qu'à travers ce mécanisme, la diminution des taux d'impôt entraîne l'augmentation du coût du capital ce qui a pour effet de réduire le niveau des investissements.

§4. Impact de l'imposition directe des sociétés sur la décision d'investissement à travers la théorie de q de Tobin

Récentes recherches ont mis en cause l'approche traditionnelle de q de Tobin tout en mettant en relief les problèmes posés lors de son estimation et en intégrant la variable d'impôt.

A. Le modèle de q de Tobin : Approche traditionnelle

Selon cette approche traditionnelle, le q de Tobin marginal a été approximé par le q de Tobin moyen. Cette approche a fait l'objet de plusieurs critiques.

1. Détermination du ratio q de Tobin selon l'approche traditionnelle

La théorie de q de Tobin, initiée par Tobin (1969), relie l'investissement à sa profitabilité par l'intermédiaire du ratio q qui est égal à la valeur de marché de la firme à son capital au coût de remplacement.

D'après cette théorie, l'investissement physique est assimilé à un placement financier et il n'est effectué que si la valeur de l'investissement dépasse son coût de remplacement. En effet, sous l'hypothèse d'efficience du marché boursier, la valeur boursière de la firme est exactement égale à la somme actualisée des flux de profit futurs. Un q-moyen supérieur à l'unité révèle que le marché anticipe une valorisation de l'investissement au-delà de son coût. La supériorité de cette modélisation par rapport à la mesure du coût du capital proposée par Jorgenson (1963) provient de la disparition

apparente des anticipations. On utilise les anticipations que font les investisseurs dans la valeur boursière.

Les études empiriques s'inspirant de cette approche incluent comme facteur déterminant de l'investissement le rapport entre la valeur boursière des titres et le coût de remplacement des actifs physiques que les entreprises détiennent «q» (Linderberg et Ross (1981), Lang et al (1991) et Perfect et Wiles (1994)). Le numérateur de q est la somme de la valeur de marché des actions (le prix moyen des actions pour l'année correspondant au nombre des actions dans la période ajusté des nouvelles actions) majorée de la valeur comptable des actions privilégiées et de la valeur comptable des dettes. Le dénominateur de q est la somme des stocks, des encours et des actifs corporels à leur coût de remplacement.

Chung et Pruit (1994) ont défini une approximation du ratio q en substituant la valeur comptable des actifs à leur coût de remplacement et ils ont trouvé que cette mesure est hautement corrélée avec le modèle théoriquement établi par Linderberg et Ross (1981). Perfect et Wiles (1994), de leur coté, ont critiqué la méthode de Linderberg et Ross (1981), pour estimer la valeur de q qui est difficile à utiliser parce qu'elle se base sur les estimations enregistrées du coût de remplacement qui ne sont pas toujours disponibles.

De même, Graham (1999) a adopté l'approximation du ratio q définie par Chang et Pruitt (1994). Il a montré que l'approximation de q est très hautement corrélée avec le modèle théorique de Lindenberg et Ross (1981), mais plus facile à calculer que la version de q de Tobin utilisée par Lindenberg et Ross (1981)[15].

2. Approximation du q marginal par le q moyen

Dans le cadre de cette théorie, deux variables sont identifiées à savoir :

- Le q marginal défini par le rapport entre la valeur additionnelle d'une unité du capital et son coût de remplacement

- Le q moyen défini par le rapport entre la valeur de marché du capital existant et son coût de remplacement.

Dans la mesure où le q marginal ne peut pas être observé, les études empiriques ont utilisé le q moyen comme approximation du q marginal. D'après Devereux et

[15] L'approximation du ratio q : actions privilégiées + actions estimées à la valeur de marché + dettes comptables à long terme + les exigibilités nettes à cours terme)/ Total actif.

Schiantarelli (1989), dans les conditions parfaites de compétitivité, le q marginal est égal au q moyen, toutefois, la valeur actuelle des paiements d'intérêts nets des nouvelles dettes devrait être ajoutée à la valeur de marché des actions en définissant le q moyen.

3. Critique de l'approche traditionnelle de q de Tobin

Bischoff (1971) a mis en évidence les difficultés inhérentes à l'estimation de la valeur de q de Tobin. Il a précisé qu'en premier lieu, il n'est pas possible d'évaluer empiriquement la variation marginale de la valeur boursière à la suite d'un changement dans le stock du capital d'une entreprise. Deuxièmement, il est difficile d'isoler l'effet d'un investissement physique sur la valeur boursière d'une entreprise puisque les autres postes de l'actif se modifient continuellement, exerçant à leur tour une influence sur la valeur boursière d'une entreprise.

De sa part Chirinko (1995) précise que le q moyen constitue un faible *proxy* du q marginal et que l'égalité entre les valeurs marginales et moyennes n'est possible que lorsque la concurrence est parfaite, le marché des capitaux est parfait, la fonction de production et la fonction des coûts d'ajustement sont linéairement homogènes et la fiscalité est non introduite. Ainsi, le q moyen ne peut pas être une approximation du q marginal dans les cas suivants :

- Conditions de compétitivité imparfaite ou des rendements d'échelle non constants.

- Des variations des coûts d'ajustement, entre les biens d'équipement, peuvent rendre le capital non homogène. De même, des décalages brusques, résultant du caractère obsolète du stock de capital existant, peuvent affecter les coûts relatifs.

- D'après la formulation originale du modèle, l'entreprise n'est pas sensée intervenir sur un certain nombre de marchés financiers. Ainsi, lorsque la politique financière est endogène, le q moyen n'est plus crédible en tant qu'outil d'information sur les dépenses d'investissement.

De plus, la détermination du ratio q pose un problème car la valeur de remplacement n'est pas rapportée dans la plus part des pays. L'approximation du dénominateur par la valeur comptable entraîne des problèmes d'estimation telle que la mesure des éléments intangibles. De surcroît, une autre difficulté provient du fait que l'ajout de valeurs retardées du q moyen ou de variables traduisant l'effet accélérateur améliore les résultats. Cela s'inscrit en contradiction avec le cadre théorique pour lequel le ratio q suffit à prendre en compte toutes les incitations à investir (Epaulard, 1993). Enfin, ce

ratio n'est calculé que pour une partie des entreprises, celles pour lesquelles on dispose d'une cotation en bourse. Il existe un réel biais de sélection dans la mesure où il s'agit des plus grosses entreprises du pays. Expliquer l'investissement macroéconomique à partir de ce ratio suppose une agrégation des comportements pour laquelle on fait l'hypothèse que la décision d'investir des plus grosses entreprises est reproduite sur les plus petites. Cette hypothèse apparaît forte.

Ainsi, la formulation standard des modèles de q n'a pas fourni une satisfaction rationnelle. Les résultats des études précédentes ne sont pas aussi évidents. En effet, les modèles de q de Tobin n'ont pas connu un succès en utilisant des données comptables en série temporelle. Summers (1983) ont montré que leur pouvoir significatif est faible. De même, Salinger et Summers (1983) ont constaté que le coefficient de q de Tobin, dans les régressions en séries temporelles pour des entreprises individuelles, a le signe prévu, mais statistiquement, il n'est pas significatif.

Erickson et Whited (2000) ont attribué l'échec empirique de la théorie de q de Tobin à l'erreur de mesure qui prend plusieurs formes différentes. En premier, les données comptables tiennent uniquement compte du *proxy* du coût de remplacement de la firme. Ces données fournissent une évaluation du coût historique de l'investissement précédent non ajusté par l'inflation. Ces données historiques reflètent en plus la dépréciation comptable qui est une approximation de la dépréciation économique exacte. Un autre problème résulte en utilisant les mesures comptables (Summers (1981), Poterba et Summers (1983)) du fait qu'elles fournissent une information avant impôt mais les firmes peuvent répondre aux incitations après impôt. Ainsi, certains auteurs ont concentré sur le q ajusté d'impôt au lieu de la mesure traditionnelle de q (Cummins et al (1995)). De plus, bien que l'évaluation du marché des actions ordinaires soit simple, la valeur de marché de la firme des dettes et des actions privilégiées est plus difficile à mesurer (Gentry et William (2002)).

De plus, bien que la théorie implique que le ratio q est statistiquement suffisant pour l'investissement, des études empiriques ont trouvé que d'autres variables dont l'information devrait être incorporée dans le ratio q, essentiellement les ventes et les variables financières, sont significatives lorsqu'elles sont utilisées conjointement avec le ratio q.

En effet, le ratio q de Tobin reflète uniquement les prévisions futures de la firme si les prix sont pris dans des conditions de parfaite compétition, si les rendements sont constants et si la valeur de marché des actions mesure correctement la valeur actuelle fondamentale prévue des cash-flows futurs de la firme (Hayashi 1982). Dans la pratique, ces conditions ne sont pas vérifiées[16]. Ainsi, si les variables de cash-flow ou de profitabilité sont utilisées dans les modèles d'investissement avec le ratio q de Tobin, elles représentent des prévisions non capturées par le ratio q de Tobin, et par suite il est difficile de dénouer l'effet de ces prévisions des contraintes de liquidité dans le paramètre estimé de la variable cash-flow.

B. Le modèle de q de Tobin : Approche fiscale

La fiscalité influe le ratio q de Tobin et donc l'investissement en modifiant sa valeur par le biais du taux d'imposition sur le bénéfice, et son coût de remplacement par le biais des crédits d'impôt et de l'amortissement fiscal (Poterba et Summers (1983). De même Gerseau (1985) a évalué l'effet des divers instruments fiscaux sur l'investissement à l'aide d'un modèle inspiré par cette approche.

En se basant sur les travaux de Poterba et Summers (1983), Cummins et al (1995) ont argumenté que la politique d'impôt affecte la détermination du ratio q comme mesure d'incitation pour la firme d'investir. Ils ont prouvé que les réformes fiscales créent des innovations dans la détermination du ratio q ajusté d'impôt.

En ajustant le ratio du q de Tobin par la fiscalité directe de la société, Borrego Bentolila (1994), Cummins et al (1995) et Schiantarelli (1996) ont introduit l'effet du taux d'imposition et des économies d'impôt résultant de la déduction des dotations d'amortissement et des incitations fiscales[17].

Section 2 : Impact de l'imposition personnelle sur la décision d'investissement

D'après Harris et al (1998), comprendre le rôle des impôts dans la structure du capital, l'investissement et les contextes de la politique fiscale nécessitent à comprendre comment l'imposition des dividendes des investisseurs influence la valeur des actifs et

[16] Par exemple le marché des actions présente une volatilité excessive par rapport à la valeur fondamentale des firmes.

[17] Le développement de l'ajustement du ratio q de Tobin par l'impôt sur les sociétés en plus de l'imposition personnelle est exposé dans la section suivante.

les taux de rendement. Les économistes financiers ont concentré sur les questionnements de recherche relatifs à la capitalisation des changements permanents dans l'imposition des dividendes dans la valeur des actions et comment l'imposition des dividendes affecte les taux marginaux requis du rendement des actions. La littérature est dominée par trois grandes conceptions, chacune postulant des effets différents de l'effet de l'impôt des dividendes sur l'investissement et sur la politique financière.

§1. Différentiel d'imposition entre les dividendes et les gains en capital

La fiscalité des dividendes et celle des plus–values varient d'un pays à l'autre et, au sein d'un même pays, d'une période à l'autre. Certains pays ont deux taux d'impôt sur les sociétés, un taux élevé pour les profits retenus et un taux moins élevé pour les profits distribués qui supportent l'impôt sur le revenu (c'est le cas de l'Allemagne). D'autres pays ont un seul taux mais, pour éviter l'effet de double imposition (une première fois à l'impôt sur les bénéfices au niveau de la société puis une deuxième fois à l'impôt sur le revenu au niveau des investisseurs), l'impôt sur les sociétés payé sur les bénéfices distribués sous forme de dividendes est remboursé aux actionnaires sous forme d'un crédit d'impôt ou d'un avoir fiscal, c'est le mécanisme de l'imputation des dividendes. Les systèmes fiscaux en France, au Royaume Uni et en Allemagne adoptent la méthode d'imputation. Dans d'autres pays, l'effet de cascade est complet tel que les Etats-Unis où la législation fiscale soumet les dividendes à une double imposition.

Dans beaucoup de pays, pour éviter l'effet de cascade à l'impôt sur les sociétés, les dividendes perçus par les sociétés sont exemptés de l'impôt entre les mains des bénéficiaires (c'est le cas de la Tunisie). Dans tous les pays, l'impôt sur le revenu est progressif mais la progressivité est plus ou moins forte selon les pays. Or pour comparer la taxation des gains en capital à celle des dividendes pour un actionnaire, il convient de se référer au taux marginal de taxation de cet actionnaire.

La taxation des gains en capital connaît, elle aussi, des régimes très variés. Cela va de l'exemption totale à l'incorporation pure et simple dans le revenu imposable. Même si le taux d'imposition des gains en capital était le même que celui qu'un actionnaire aurait à payer sur les dividendes qu'il a perçus, le gain en capital présenterait un avantage fiscal par rapport au dividende de même montant. En effet la taxation du gain en capital n'intervient qu'après réalisation effective c.à.d après vente de l'action alors que le dividende est taxable dès qu'il est perçu. Or la vente de l'action, dans certains

portefeuilles familiaux, est retardée parfois très longtemps. La comparaison entre la taxation des dividendes et la taxation des gains en capital est encore compliquée par un grand nombre de décotes, d'abattements, de seuils qui ont pour but de protéger ou d'encourager la petite épargne. Malgré cette diversité et cette complexité deux conclusions sont cependant possibles, la plupart du temps :

- Les dividendes sont taxés plus fortement que les plus-values;

- Les taux d'imposition des dividendes sont progressifs, certaines personnes étant frappées beaucoup plus lourdement que d'autres.

§2. L'effet clientèle d'impôt

L'effet clientèle, signalé pour la première fois par Modigliani et Miller (1961), suggère que les investisseurs construisent leurs portefeuilles d'actions dans le but de maximiser leurs revenus après impôt, compte tenu de leurs statuts fiscaux personnels. En effet, Modigliani et Miller (1961) ont montré que dans un marché de capitaux parfait dans lequel l'investissement est constant, la politique de dividendes n'est pas importante aux actionnaires. L'introduction des impôts dans le modèle de Modigliani et Miller implique qu'en cas d'absence de facteurs non fiscaux, les clientèles d'impôt devront exister. Certains investisseurs, pour lesquels, les dividendes sont taxés à un taux effectif plus faible que les gains en capital, préfèrent recevoir les rendements des actions comme dividendes. Certains investisseurs pour lesquels les dividendes sont taxés à un taux effectif plus élevé que les gains en capital préfèrent recevoir les rendements des actions sous forme de gains en capital. Certains investisseurs, pour lesquels l'impôt est exonéré ou différé, sont indifférents entre percevoir des dividendes ou des gains en capital (Dhaliwal et al (2001).

En présence d'un traitement fiscal différencié, les investisseurs ayant des revenus situés dans les faibles tranches d'imposition détiennent des actions à taux de rendement élevé, tandis que les investisseurs qui ont des revenus plus fortement imposés ont tendance à acquérir des actions à faibles taux de rendement. Les chercheurs ayant étudié l'effet clientèle fiscal des dividendes se sont posés deux questions principales à savoir : existe-t-il réellement un effet clientèle? Et si la réponse est positive, cet effet de clientèle a t–il un impact sur la valeur des actions ?

Elton et Gruber (1970) ont essayé de tester empiriquement l'existence d'un effet clientèle des dividendes. Ils ont considéré que l'achat d'une action par un investisseur

est influencé par deux variables qui sont : le rendement boursier et le taux de distribution des dividendes. Pour tester la validité de ces deux hypothèses, ils ont étudié la corrélation entre le taux de rendement boursier et le taux de distribution d'une part, et le taux d'imposition marginal moyen des investisseurs, d'autre part. Ils ont observé une relation inverse et statistiquement significative entre le taux d'imposition marginal moyen et le taux de rendement boursier. En plus, ils ont constaté que le taux d'imposition moyen diminue lorsque le taux de distribution augmente.

En s'appuyant sur ces résultats empiriques, Elton et Gruber (1970) ont conclu que cette relation solide entre les deux mesures de la politique de dividende de l'entreprise et la tranche d'imposition de l'investisseur marginal, indique qu'il existe bien un effet clientèle des dividendes.

De leurs parts, Black et Scholes (1974) supportent l'existence d'un effet clientèle induit par la variété des statuts fiscaux des investisseurs. Ils considèrent, en effet, que les investisseurs peuvent être classés en plusieurs groupes selon leurs préférences de dividendes ou de plus-values. Le premier groupe est constitué par les investisseurs pouvant logiquement préférer des taux de rendement élevés tels que les entreprises qui sont généralement plus imposées sur les plus-values que sur les dividendes, certains fonds d'investissement qui distribuent séparément les dividendes et les gains en capital, etc. Le second groupe représente les investisseurs qui préfèrent des taux de rendement faibles, il s'agit ici de ceux qui sont plus imposés sur les dividendes que sur les plus-values. En fin, le troisième groupe comprend les investisseurs exemptés d'impôt et qui n'ont aucune raison logique pour préférer les plus-values aux dividendes. Ils peuvent donc, être indifférents concernant les rendements boursiers des actions qu'ils détiennent. Cependant, Black et Scholes (1974) estiment que cet effet clientèle n'aura aucune incidence sur la valeur des actions à cause de la présence d'autres facteurs tel que l'effet d'offre, l'effet de diversification et l'effet d'incertitude. Ils corroborent ainsi l'idée de Modigliani et Miller (1961) qui stipule que l'adaptation des politiques de dividende des entreprises aux préférences des investisseurs, conduit à une situation dont les implications ne sont pas fondamentalement différentes de celle du cas du marché parfait. Ainsi, l'entreprise peut attirer une clientèle fiscale particulière en modifiant sa politique de dividende, mais elle ne doit pas s'attendre à ce que cette modification affecte la valeur de ses actions.

D'autres études empiriques sont parvenues à des conclusions similaires à celles d'Elton et Gruber (1970) concernant l'existence d'un effet clientèle fiscal des dividendes (Crokett et Friend (1974), Petit (1977) et Liwellen et al (1978)). Ces auteurs montrent qu'il existe une corrélation négative très forte entre le rendement en dividendes des portefeuilles individuels et le taux d'imposition marginal de leurs détenteurs. Les portefeuilles qui ont les rendements en dividendes les plus élevés appartiennent aux particuliers qui ont les taux marginaux d'imposition les plus bas. Alors que les portefeuilles qui ont les rendements en dividendes les plus faibles sont détenus par ceux qui ont les taux marginaux d'imposition les plus élevés. En revanche, les résultats obtenus par Hess (1982) l'ont conduit à rejeter l'hypothèse d'effet clientèle, en étudiant les explications possibles de la relation empiriquement observée entre la rentabilité des actions et le taux de rendement boursier. En examinant l'effet de clientèle des dividendes sur le marché français, à partir du modèle d'Elton et Gruber, Desbrières (1988) a montré une préférence globale du marché français pour les plus-values de cession.

§3. Les théories d'imposition des dividendes et conséquences sur le coût du capital

Trois théories ont été développées pour expliquer l'impact que peut avoir l'imposition des dividendes reçus par les actionnaires sur l'investissement des entreprises, la politique financière et la valeur des capitaux propres : c'est la nouvelle théorie, la théorie traditionnelle et la théorie de l'absence de l'effet de l'impôt (Poterba et Summers (1983 et 1985) et Poterba (1987)). La nouvelle théorie et la théorie traditionnelle postulent que les dividendes sont imposés à un taux effectif plus élevé que les gains en capital. Les auteurs mettent l'accent sur le taux effectif parce que les gains en capital peuvent non seulement être soumis par la loi à un taux d'imposition inférieur à celui applicable aux dividendes, mais ils ne sont habituellement imposés que lorsqu'ils sont réalisés, et non lorsqu'ils courent. Ainsi, le taux effectif d'imposition des gains en capital, qui tient compte du fait que la valeur actualisée de l'impôt sur les gains en capital est réduite en reportant leur réalisation, peut être très faible. De même, dans la mesure où ces deux théories présument que le taux effectif d'imposition des dividendes est plus élevé que celui des gains en capital, le prix des actions traduit la pénalité fiscale qui frappe les titres à dividendes et tout changement dans le taux d'imposition des dividendes affecte le prix des actions.

La principale distinction entre la nouvelle théorie et la théorie traditionnelle a donc trait à la source marginale des capitaux propres servant à financer l'investissement supplémentaire, et plus particulièrement à la question de savoir si ce dernier est financé au moyen des bénéfices non répartis (comme le suppose la nouvelle théorie), de l'émission d'actions ou d'une combinaison quelconque de ces sources (ce que suppose la théorie traditionnelle).

La théorie de l'absence d'effet de l'impôt porte sur les caractéristiques fiscales des investisseurs marginaux. Elle rejette la présomption de la théorie nouvelle et de la théorie traditionnelle stipulant que le taux réel d'imposition des dividendes devrait être plus élevé que celui des gains en capital dans le cas des investisseurs marginaux. Le taux d'imposition des dividendes ne détermine pas le prix des actions et ses variations n'auront pas d'impact sur le prix des actions.

L'impact de la fiscalité sur l'investissement et le comportement financier a fait l'objet d'un intérêt particulier dans les études empiriques (Hall et Jorgensen (1967) et Coen (1971), Feldstein et Flemming (1971) et Summers (1981)). De plus, plusieurs papiers théoriques (King (1974), Auerbach (1979 et 1983), Edwards et Keen (1985)) ont examiné la dépendance du coût du capital et la taxation personnelle des investisseurs et celle de l'entreprise en notant la significativité des sources de financement et les contraintes légales.

La théorie néoclassique sur l'investissement fournit le lien entre l'imposition des dividendes et l'investissement réel. Il est bien connu que, selon la théorie néoclassique standard sur l'investissement, les entreprises cherchant à maximiser la valeur auront recours au capital jusqu'à ce que le taux de rendement d'une unité additionnelle du capital soit tout juste égal au coût du capital.

L'impôt des particuliers sur les dividendes et les gains en capitaux reçus par les actionnaires peut se répercuter indirectement sur le coût du capital en raison de son impact sur le coût d'option du financement r_f. Or l'impact de l'impôt des particuliers sur le coût du financement dépend des hypothèses retenues à propos de la source marginale des fonds et des caractéristiques des marchés financiers.

A. La nouvelle théorie de l'imposition des dividendes

Selon la nouvelle théorie, les dividendes constituent essentiellement un reliquat de fonds dont la société dispose encore après s'être acquittée de toutes ses autres

obligations. Cela signifie que les bénéfices non répartis constituent la source marginale de financement de ces entreprises et que, en l'absence de modes de distribution de ces fonds aux actionnaires qui soient avantageux au plan fiscal, les fonds propres de ces entreprises ne peuvent être remis aux actionnaires que sous forme de dividendes (Mckenzie (1996)).

De même, la nouvelle théorie dispose que l'investissement financé à la marge par les bénéfices non répartis n'est pas affecté par l'imposition des dividendes. Puisque la nouvelle théorie suppose que le taux effectif d'imposition des gains en capital est inférieur à celui des dividendes ($c<\theta$), le coût d'option du financement est moindre si l'on a recourt aux bénéfices non répartis et les entreprises opteront pour cette source de financement du capital dans la mesure du possible.

En tenant compte du financement par emprunt, l'équation exprimant le coût du capital et le coût d'option du financement correspond en vertu de la nouvelle théorie à : $r_f = bi(1-\mu) + (1-b)\frac{\rho}{1-c}$ (1), avec b est le ratio d'endettement, i est le taux de rendement exigé par les préteurs, ρ est le taux de rendement exigé par les actionnaires, μ est le taux de l'impôt sur les sociétés et c est le taux d'imposition du gain en capital.

Une conséquence importante est qu'une variation permanente du taux effectif d'imposition des dividendes est sans effet sur l'investissement, pourvu que les bénéfices non répartis demeurent la source marginale de financement par les capitaux propres. Même si selon la nouvelle théorie l'investissement ne sera pas affecté par l'imposition des dividendes, elle prévoit tout de même un impact sur le prix des actions. Ainsi, les variations de l'imposition des dividendes peuvent entraîner des gains ou des pertes imprévus pour ceux qui détiennent des actions.

B. La théorie traditionnelle de l'imposition des dividendes

Mckenzie (1996) précise que la nouvelle théorie de l'imposition des dividendes explique le «paradoxe des dividendes», le fait que les entreprises versent des dividendes bien que cela soit pénalisant sur le plan de l'impôt, en soutenant que les entreprises ont des liquidités excédentaires et que les capitaux propres sont donc captifs et ne peuvent être distribués que sous forme de dividendes. Par conséquent, selon la nouvelle théorie, les dividendes ne sont qu'un mécanisme de distribution du revenu et n'ont aucune valeur intrinsèque. La théorie traditionnelle de l'imposition des dividendes reprend elle aussi l'hypothèse selon laquelle ces derniers sont assortis d'une pénalité fiscale, mais elle

résout le paradoxe des dividendes de façon différente en affirmant que, pour une raison quelconque, les actionnaires tiennent à leurs dividendes indépendamment de leur rôle de mécanisme de distribution. Ainsi, les entreprises contrebalancent les avantages intrinsèques du versement de dividendes contre leur coût au plan fiscal.

Selon Poterba (1987), pour représenter la valeur intrinsèque des dividendes, le rendement requis des capitaux propres (ρ) est exprimé en fonction du ratio de distribution des dividendes (α). L'inégalité $\rho(\alpha)<0$ traduit le fait que le taux requis de rendement des capitaux propres diminue à mesure que les dividendes versés augmentent, ce qui reflète l'idée selon laquelle les dividendes ont une valeur intrinsèque. L'entreprise choisit ensuite de minimiser le coût d'option du financement par capitaux propres, et par conséquent, le rendement avant impôt requis pour que les actionnaires bénéficient d'un rendement après impôt égal à ρ est le suivant[18] :

$$\frac{\rho(\alpha^*)}{(1-\theta\alpha^*-c(1-\alpha))} \quad (2)$$

Selon la théorie traditionnelle, l'entreprise échange le coût fiscal des dividendes contre leurs avantages intrinsèques en optant pour le ratio de distribution jusqu'à que ce soit indifférent à la marge, que le financement provienne de l'émission d'actions ou des bénéfices non répartis. Il en découle que, contrairement à la nouvelle théorie, les ratios de distribution dépendent des taux d'imposition des dividendes et des gains en capital. Plus particulièrement, une augmentation du taux d'imposition des dividendes devrait entraîner une baisse du ratio de distribution à mesure que le coût fiscal de la concrétisation des avantages intrinsèques du versement des dividendes augmente. L'équation (2) montre que, selon la théorie traditionnelle, le coût d'option du financement par capitaux propres pour l'entreprise est fonction d'une moyenne pondérée des taux effectifs d'imposition des dividendes et des gains en capital ($\theta\alpha^*+c(1-\alpha^*)$). Par conséquent, abstraction faite de la dette, l'investissement à la marge est financé par une combinaison de bénéfices non répartis et d'émission d'actions. Si l'on intègre le recours possible au financement par emprunt, selon la théorie traditionnelle, le coût du capital corrigé de l'impôt est calculé comme suit:

$$r_f = bi(1-\mu)+(1-b)\frac{\rho(\alpha^*)}{1-\theta\alpha^*-c(1-\alpha)} \quad (3).$$

[18] $\alpha^*= \alpha(\theta,c)$ est le ratio optimal de distribution des dividendes de l'entreprise exprimé en fonction des taux d'imposition des dividendes et des gains en capital.

Contrairement à la nouvelle théorie, la théorie traditionnelle prévoit qu'une hausse du taux d'imposition des dividendes réduit l'investissement en augmentant le coût d'option du financement, et donc le coût du capital corrigé de l'impôt.

C. La théorie de l'absence d'effet de l'impôt

Mckenzie (1996) indique que selon la théorie de l'absence de l'effet de l'impôt, l'hypothèse stipulant que les dividendes sont assujettis à un taux effectif d'imposition plus élevé que les gains en capital dans le cas des investisseurs marginaux, et par suite les dividendes sont pénalisés fiscalement sur les marchés boursiers, est rejetée. En effet, selon la théorie de l'absence d'effet de l'impôt, les gains en capital et les dividendes sont imposés à un taux effectif nul dans le cas des investisseurs marginaux, de sorte que l'imposition des dividendes n'a aucun effet sur l'investissement et sur le prix des actions.

Dans ce cadre, que la clientèle marginale soit formée par des investisseurs étrangers ou par des institutions exonérées, si le taux effectif d'imposition des dividendes pour cette clientèle est identique à celui qui s'applique aux gains en capital, le coût d'option du financement entrant dans le calcul du coût du capital se résume à $r_f = bi(1-\mu)+(1-b)\rho$ et l'impôt des dividendes est sans effet sur le coût du capital, et donc sur l'investissement.

Auerbach (2001) souligne que les financiers ont offert deux explications du versement des dividendes malgré l'influence de l'impôt sur les distributions des bénéfices. La première se réfère à la théorie traditionnelle qui argumente que les dividendes permettent des économies non fiscales aux actionnaires qui compense la pénalité fiscale associée aux dividendes. A cet égard, Poterba (1987) présente trois éléments comme explication. Premièrement, les dividendes peuvent jouer le rôle de signal en cas d'asymétrie de l'information sur les perspectives de l'entreprise. En versant des dividendes, pourtant assortis d'une pénalité fiscale, les dirigeants de l'entreprise peuvent signaler aux actionnaires leur confiance dans les perspectives de la société. Deuxièmement, les dividendes peuvent atténuer le problème d'agence attribuable à l'incapacité des actionnaires de surveiller les gestionnaires sans un certain coût. Le versement de dividendes réduit les liquidités de l'entreprise, ce qui limite l'affectation discrétionnaire de ces fonds par la direction et donc, soutient-on, les avantages indirects des dirigeants. Troisièmement, la distribution de dividendes peut aider les actionnaires à planifier leur consommation.

Les traditionalistes soutiennent que les entreprises versent des dividendes, bien qu'il existe des modes de distribution du revenu plus avantageux sur le plan fiscal, pour bénéficier de certains de ces avantages, quelle qu'en soit la source. À la marge, la valeur des avantages du versement des dividendes devrait être identique au coût en impôt de la distribution des dividendes de préférence au rachat d'actions.

La deuxième explication se réfère à la théorie de capitalisation de l'impôt. C'est que le marché des actions capitalise le paiement de l'impôt associé à cette forme de distribution. Cette capitalisation laisse l'investisseur indifférent au niveau marginal entre les firmes qui versent des dividendes et celles qui retiennent les bénéfices. Ce point de vue argumente que bien que les variations dans le taux d'imposition du dividende affectent la richesse des investisseurs, elles n'ont pas d'impact sur les décisions d'investissement de la firme.

§4. Intégration de l'imposition personnelle dans le modèle de q de Tobin

Poterba et Summers (1985) ont analysé l'impact de l'imposition des dividendes sur le niveau des investissements corporels au Royaume Uni. Ils ont estimé la variation dans le modèle de q en présence des coûts d'ajustement (Hayashi (1982) et Summers (1981)). Toutefois, Hubbard (1998) a mis en cause ce modèle simple de q.

Dans son modèle, Hayashi (1985) souligne que dans le cas où l'imposition personnelle soit prise en compte et si les gains en capital sont taxés moins lourdement que les dividendes, trois régimes de financement sont distingués. Dans le premier régime, l'investissement peut être financé marginalement par les bénéfices réinvestis, des dividendes positifs sont payés, et il n'y a pas d'émission d'actions. Dans le deuxième régime, cas intermédiaire, les dividendes et l'émission de nouvelles actions sont nuls et la source marginale de financement est la dette. Dans le troisième régime, la firme émet de nouvelles actions et ne paye pas de dividendes. La relation entre l'investissement et le q de Tobin ajusté d'impôt ne peut être établie que dans le cas du premier et troisième régime. Dans le deuxième régime, de telle relation n'existe pas et l'investissement est égal au cash-flow plus l'émission de nouvelles dettes. L'augmentation dans le cash-flow entraîne une forte probabilité que l'investissement soit marginalement financé par les bénéfices réinvestis ce qui entraîne l'augmentation de l'investissement. Toutefois, conditionné en q, le cash-flow ne peut pas avoir un pouvoir explicatif complémentaire par rapport au ratio q dans le premier et le troisième

régime. Dans le deuxième régime, l'augmentation dans le cash-flow se reflète dans l'augmentation progressive de l'investissement et le q de Tobin n'est pas influencé.

Cummins et al (1995) ont intégré l'imposition personnelle dans leur ajustement du ratio de q de Tobin par l'effet de la fiscalité. Ils ont formulé le q de Tobin ajusté d'impôt en poursuivant les quatre étapes suivantes :

Hypothèses : Pour développer une formulation du q marginal et du q moyen les hypothèses suivantes ont été adoptées :

- La firme agit dans le cadre d'une concurrence pure et parfaite,

- La firme maximise la richesse nette de ses actionnaires,

- La firme subit des coûts d'ajustement convexes dans la variation de son stock de capital. Ces coûts sont donnés par G (I, K, t) avec $G_I > 0$[19] et $G_{II} > 0$.

La convexité et la croissance des coûts reflètent le fait que le coût d'ajustement pour une unité d'investissement soit d'autant plus élevé que le taux d'investissement est élevé pour un k donné.

Modélisation : À l'équilibre, le rendement des actions doit être égal au rendement exigé pour que les actionnaires soient satisfaits de la détention de leurs actions. Ceci s'exprime par l'égalité suivante :

$\rho_{i,t} = \frac{\lfloor (1-z_t)\left(E_{i,t}(V_{i,t-1} - S_{i,t-1}) - V_{i,t}\right) + (1-m_t) E_{i,t} D_{i,t-1} \rfloor}{V_{i,t}}$ (1), avec i et t sont des indices relatifs respectivement à la firme et au temps, $E_{i,t}$ est un opérateur de l'espérance de la firme i conditionné par l'information disponible en t, V est la valeur des actifs de la firme, S est la valeur des nouvelles actions émises, D est la valeur des dividendes payés par la firme, z est le taux d'imposition des plus-values du capital et m est le taux d'imposition des dividendes.

A partir de l'équation (1) on aboutit à l'expression de la valeur de marché des actifs de la firme donnée en t par :

$V_{i,t} = E_{i,t} \sum_{s=t}^{\infty} \left(\prod_{j=t}^{s} \right) \beta_{i,j} \left(\eta_s D_{i,s} - S_{i,s} \right)$ (2), avec $\eta_s = \frac{1-m_s}{1-z_s}$ et $\beta_{i,j}$ est un facteur d'actualisation en j pour la firme i.

[19] $G_I = dG / dI$ et $G_{II} = d^2 G / d^2 I$

Optimisation et contraintes : La firme maximise l'équation (2) par rapport à cinq contraintes qui sont les suivantes :

1. l'identité comptable du stock de capital : elle se définit par :

$K_{i,t} = (1-\delta_i) K_{i,t-1} + I_{i,t}$ (3), avec I est l'investissement, K est le stock de capital, δ est le taux de dépréciation économique.

2. L'égalité qui définit les dividendes : En fait, les cash-flows proviennent dans les ventes, les nouvelles actions émises et l'emprunt net. Alors que les dépenses consistent au versement de données par les dividendes, les payements d'intérêt et les dépenses d'investissement.

A partir de l'égalité entre les cash flows et les dépenses, on obtient l'équation suivante:

$D_t = (1-\tau_t)\left[F(K_{i,t-1}, N_{i,t}) - w_t N_{i,t} - C(I_{i,t}, K_{i,t-1}) - i_{t-1} B_{i,t-1}\right] + S_{i,t} + B_{i,t} - (1-\pi^e) B_{t-1} - p_t (1-\Gamma_{i,t}) I_{i,t}$ (4), avec τ est le taux de l'impôt sur les sociétés, F(K, N) est une fonction de production de la firme (avec $F_K > 0$; $F_{KK} < 0$), C(I, K) est le coût réel d'ajustement du stock de capital (avec $C_I > 0$, $C_{II} > 0$ et $C_K < 0$, $C_{KK} < 0$), N est le vecteur des facteurs variables de production, w est le vecteur du prix réel des facteurs, B est la valeur de marché des dettes, i est le taux d'intérêt nominal payé sur les obligations, π^e est le taux d'inflation anticipé, P est le prix des biens de capital relatif au prix de l'output, Γ est le gain fiscal de l'investissement.

$\Gamma_{i,t} = K_{i,t} + \sum_{s=t}^{\infty} (1 + r_s + \pi_s^e)^{-t} \tau_s DEP_{i,s}(s-t)$ (5), avec r est le taux d'intérêt à l'instant s, $DEP_{i,s}$ est la dépréciation déductible permise sur les actifs et actualisée au taux nominal qui inclue le taux d'inflation anticipé.

3. Les dividendes ne sont pas négatifs : cette contrainte se définit comme suit :

$D_{i,t} \geq 0$,

4. Limite d'achat d'actions : $S_{i,t} \geq \bar{S}$

5. La condition de transversalité : elle évite à la firme d'emprunter infiniment pour payer ses dividendes.

$\lim_{T \to \infty} \left(\prod_{j=t}^{T-1} \beta_{i,j} \right) B_{i,T} = 0, \quad \forall t$ (6)

Résolution du problème d'optimisation : Si on considère la valeur d'équilibre du q marginal; la solution pour le cas où les fonds internes excédent l'investissement désiré serait simple :

- Si le taux d'impôt sur les dividendes est supérieur au taux d'impôt sur les plus-values (m > z), il ne serait jamais optimal d'émettre de nouvelles actions et de payer des dividendes simultanément.

- Si on fait abstraction des considérations fiscales et des coûts d'ajustement, la valeur d'équilibre du q marginal est η_i. Pour cette valeur, les actionnaires sont indifférents entre une unité monétaire réinvestie et imposé au taux z et une unité monétaire de dividendes imposée au taux m.

De ce fait les nouvelles actions ne sont émises que si les fonds internes sont exonérés et le q marginal est supérieur à 1.

La condition de premier ordre donne une relation entre le prix implicite du capital additionnel, les coûts d'ajustement et les paramètres fiscaux.

$$(1-\tau_t)\left[p_t\left(\frac{1-\Gamma_{i,t}}{1-\tau_t}\right)+C_I\right]=\lambda_{i,t} \qquad (7)$$

où λ est la valeur implicite d'une augmentation du stock de capital (et du q marginal).

Cette égalité peut être interprétée du fait qu'après s'être ajustée pour des considérations fiscales, la firme choisit un taux d'investissement pour lequel le coût marginal de l'investissement est égal à la valeur d'une unité supplémentaire de capital, soit le q marginal.

On pose la fonction suivante pour les coûts d'ajustement quadratiques :

$$c(I_{i,t}, K_{i,t-1})=\frac{\alpha}{2}\left(\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}}-\mu_i\right)^2 K_{i,t-1}$$

(8), avec μ est le taux d'investissement et α est le paramètre des coûts d'ajustement.

A partir de l'équation (7) et en réarrangeant les termes de l'équation (6), on obtient :

$$\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}}=\mu_i+\frac{1}{\alpha}\left[\frac{\lambda_{i,t}-p_t(1-\Gamma_{i,t})}{1-\tau_{i,t}}\right] \qquad (9)$$

Sous les hypothèses suivantes:

- La fonction de production est à rendement d'échelle constant sur le marché des produits.

- La concurrence est pure et parfaite.

On peut égaliser le q marginal et le q moyen et définir le q ajusté à l'impôt par :

$q_{i,t} = (L_{i,t} V_{i,t} + B_{i,t} - A_{i,t}) / K^{*}_{i,t-1}$ (10), avec L est une fonction égale à 1 si la firme ne paye pas de dividendes et à ŋ si la firme paye des dividendes, A est la valeur actuelle des dotations aux amortissements pour les investissements faits avant t et K^{*} est la valeur de remplacement du stock de capital.

On estime alors :

$$\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} = \mu_i + \frac{1}{\alpha}(1-\tau)^{-1}\left[\left(\frac{L_{i,t} V_{i,t} + B_{i,t} - A_{i,t}}{K^{*}_{i,t-1}}\right) - p_t(1 - \Gamma_{i,t})\right] \qquad (11)$$

Le q de Tobin ainsi formulé par Cummins et Hubbard est égal à :

$$\frac{1}{(1-\tau)}\left[\left(\frac{L_{i,t} V_{i,t} + B_{i,t} - A_{i,t}}{K^{*}_{i,t-1}}\right) - p_t(1 - \Gamma_{i,t})\right] \qquad (12)$$

Dans le but d'étudier l'hypothèse de la capitalisation de l'imposition des dividendes et son effet sur le prix des actions, Gunther et Sansing (2002) ont établi un modèle expliquant la politique d'investissement et de distribution des dividendes. Ils ont adopté l'approche de q de Tobin afin de définir la capitalisation des impôts. Ils ont commencé par un cas général dans lequel le niveau d'imposition de l'actionnaire n'a pas d'effet sur le q de Tobin et en concentrant sur le cas où q est égal à l'unité. Ensuite, ils ont considéré quatre cas où le q de Tobin diverge de l'unité. Dans le premier cas, ils ont montré que la firme peut sous–investir dans des projets à valeur actuelle nette positive et de différer les dividendes futurs, le q de Tobin des firmes en croissance devrait être plus élevé que l'unité. Dans le deuxième cas, ils ont montré que les firmes sont prêtes à accepter des rendements d'investissement faibles dans le but de reporter l'imposition des actionnaires associée aux distributions des dividendes. Ces rendements faibles des réinvestissements pour les firmes soumises à l'hypothèse du «piège des capitaux propres» (*trapped equity)* entraînent que le q de Tobin sera inférieur à l'unité. Dans le troisième cas, ils ont montré que lorsque les firmes rachètent des actions au lieu de distribuer des dividendes aux actionnaires, le q de Tobin excède l'unité. Dans un quatrième cas, ils ont montré que dans le cas où la firme réalise des transactions

taxables, le q de Tobin est plus faible (plus élevé) que l'unité si le coût de remplacement de ses actifs est plus élevé (plus faible) que la base d'impôt au niveau des actionnaires.

Les résultats obtenus ont montré que l'effet du niveau d'imposition de l'investisseur dépend du fait que la firme est en étape de croissance ou de maturité et de la manière de distribution de la richesse aux actionnaires. Dans le cas d'un équilibre compétitif, l'imposition des dividendes entraîne l'augmentation de q de Tobin durant l'étape de croissance. Quand les rendements des investissements marginaux diminuent à un niveau ou ils égalisent le coût du capital après impôt, les dividendes n'ont pas d'effet. Les bénéfices retenus après ce niveau causent le déclin des prix des actions et le q de Tobin devient inférieur à l'unité. Si les rachats d'actions sont permis comme alternative aux dividendes, l'impôt sur les gains en capital à partir des rachats des actions entraîne l'augmentation de q de Tobin jusqu'à excéder l'unité.

Finalement, quand le prix des actions reflète la possibilité de liquidation dans laquelle les actionnaires reçoivent des distributions taxables et non taxables, le q de Tobin peut être plus élevé ou moins que l'unité.

Section 3: Introduction de la variable fiscale dans la modélisation de la décision d'investissement

La modélisation de la décision d'investissement a connu une évolution importante dans la recherche en finance. Différentes approches économétriques ont été adoptées afin de résoudre les problèmes de modélisation. La variable fiscale a été intégrée dans l'élaboration des modèles d'investissement.

§1. Les modèles d'investissement : Fondements théoriques et évolution de la modélisation de la décision d'investissement

Les dernières années ont connu de nombreux développements dans l'analyse économique et la modélisation de l'investissement, notamment sur le plan microéconomique. Ces différents développements, souvent justifiés par le manque de succès des essais précédents, témoignent de l'importance qui s'attache à une analyse satisfaisante de l'investissement, mais aussi des difficultés de cette analyse.

Le théorème de Modigliani et Miller (1958) a influencé l'évolution de la modélisation des investissements. Dans un marché parfait, les décisions d'investissement ne sont pas affectées par les décisions financières ou la structure du capital des firmes, mais uniquement par le coût du capital du marché et par conséquent

les variables de liquidité n'étaient pas incluses dans l'équation d'investissement à l'exception de certaines variables reflétant les opportunités de profit futur telle que la croissance des ventes[20].

Jensen et Mekling (1976) ont démontré que la proposition de Modigliani et Miller (1958) n'est pas valide en présence d'asymétrie d'information ou des coûts d'agence résultant de la divergence des objectifs entre les gestionnaires et les actionnaires, ce qui a mis en évidence le rôle important du cash-flow dans l'équation d'investissement au niveau de la firme, un rôle qui est plus fondé avec la présence des imperfections du marché dans certains cas. Ceci constitue aussi une preuve que le cash-flow n'est pas simplement un proxy des informations sur les profits futurs prévus[21].

Mairesse et al (1999) ont résumé les principales évolutions dans les points suivants :

- Changement d'orientation macro-économique de la modélisation à l'échelle micro-économique dû à la disponibilité des données et à la prise de conscience, que les séries temporelles, pour les modèles structurels étudiant l'investissement, ne sont pas appropriées.

- La révolution causée par Modigliani et Miller qui ont montré la non importance des considérations financières dans les décisions d'investissement suivie d'une contre révolution due à l'introduction de l'asymétrie d'information et des coûts d'agence dans les modèles théoriques.

- Utilisation de données de panel et la compréhension de plus en plus des complexités introduites dans les analyses économétriques des modèles dynamiques.

Avec la disponibilité croissante de bases de données individuelles sur les entreprises dans de nombreux pays, les études micro économétriques sur l'investissement mettant en œuvre des spécifications empiriques et des modèles théoriques différents, se sont multipliés. Cette imposante littérature a fait l'objet de plusieurs articles de synthèse tels notamment Chirinko (1993), Schiantarelli (1996) et Hubbard (1998). Les données d'entreprises, même si elles font apparaître une très grande variabilité des décisions individuelles, permettent de mieux étudier les comportements d'investissement que les données agrégées, tant dans le détail que dans leurs aspects structurels. Elles offrent

[20] Toutefois, Mairesse et al (1999) ont précisé que Myers et Ruh (1957) ont trouvé que le cash-flow a un rôle dans l'équation d'investissement.

[21] Voir Stiglitz et Weiss (1981), Myers et Majluf (1984).

également l'opportunité d'effectuer des comparaisons internationales et d'analyser l'influence de l'environnement institutionnel sur les déterminants fondamentaux de l'investissement et notamment celle des liens entre le système financier et les entreprises.

§2. Les approches économétriques de l'estimation de l'investissement

Mairesse et al (2001) précisent que les premières études de l'investissement sur des données individuelles ont débuté avec des spécifications simples fondées le plus souvent sur le modèle d'accélérateur profit (Grunfel (1960), Kuh (1963) ou Eisner (1978) pour les Etats-Unis et Echard et Hénin (1970) et Oudiz (1980) pour la France). L'accélérateur de demande trouve une justification directe simple dans la théorie économique. Le rôle du profit n'est, en revanche, théoriquement justifié que s'il traduit une imperfection des marchés financiers conduisant certaines entreprises à être contraintes par un manque de fonds pour investir.

Les progrès des théories de l'investissement ont conduit par la suite les économètres à estimer des modèles basés sur la théorie q de l'investissement proposée par Tobin (1969). S'insèrent dans ce cadre, l'étude de Schaller (1990) pour les Etats-Unis, Blundell et al (1992) pour le Royaume Uni, Hayshi et Inoue (1991) pour le Japon. Sous l'hypothèse d'une maximisation inter-temporelle de la valeur de l'entreprise avec des coûts d'ajustement, l'investissement est une fonction d'une variable q définie comme le ratio de la valeur marginale de l'entreprise résultant de l'investissement d'une unité supplémentaire de capital sur le coût de cette unité de capital. Dans la pratique cependant, les estimations ne sont pas faites avec le q *de* Tobin marginal, mais plutôt avec le q de Tobin moyen calculé comme le ratio de la valeur de l'entreprise, observée sur les marchés boursiers, sur le coût de remplacement de son stock de capital. Les résultats empiriques de ces modèles se sont révélés très peu probants, car les données d'évaluation boursière des entreprises ne résument en fait qu'imparfaitement l'ensemble des informations sur les opportunités futures des entreprises et ignorent largement les contraintes financières pouvant affecter les décisions d'investissement des entreprises. Une nouvelle approche, encore peu explorée, a été proposée par Abel et Blanchard (1986) dans la ligne de celle du q de Tobin. Elle consiste à essayer de distinguer dans les données observées du profit, au moyen d'un modèle autorégressif, d'une part des composantes fondamentales traduisant des opportunités véritables du profit, et d'autre part des composantes transitoires indiquant des contraintes de financement. Gilchrist et Himmelberg (1997) ont appliqué cette approche sur des données américaines.

Dans les années 90, de nombreuses tentatives d'estimation des comportements d'investissement ont été faites suivant l'approche dite de l'équation d'Euler. Cette équation, bien que dérivée de la maximisation inter-temporelle de la valeur actuelle des profits de l'entreprise avec des coûts d'ajustements explicites, a l'avantage de caractériser l'évolution du stock de capital à chaque période sans faire intervenir les anticipations futures. De même que pour l'approche du q de Tobin, et malgré les efforts et l'ingéniosité des économètres, les résultats obtenus suivant cette nouvelle approche ont déçu les attentes placées en elle (Whited (1992) et Bond et Meghir (1994)). Il semble notamment que les problèmes d'agrégation temporelle, ne permettent pas de bien identifier la dynamique de l'investissement individuel des entreprises.

Les différentes approches économétriques de l'investissement se heurtent aux problèmes de la prise en compte des contraintes financières, ou des contraintes de liquidités, qui empêchent les entreprises d'investir autant qu'elles le souhaiteraient. Il y a une quarantaine d'années, Modigliani et Miller (1958) ont établi leur célèbre théorème sur l'absence d'effet de la structure de financement des entreprises sur leurs décisions d'investissement, dans une économie où les marchés de capitaux fonctionneraient parfaitement. Mais dès cette époque, de nombreux auteurs tirant argument des résultats empiriques avaient souligné l'importance de l'autofinancement comme déterminant de l'investissement des entreprises. Depuis, une grande attention n'a cessé d'être portée sur les effets des imperfections des marchés de capitaux (Stiglitz (1973), Summers (1981) et Auerbach (1984)). Ces imperfections peuvent provenir d'un système fiscal discriminatoire entre les sources de financement de l'entreprise. De même, des coûts d'agence (Jensen et Meckling (1976), Leland et Pyle (1977)) encore des coûts de faillite (Kim (1978)) peuvent favoriser une source de financement particulière. Enfin, des problèmes d'information asymétrique concernant la qualité des projets d'investissement ou le comportement des dirigeants de l'entreprise peuvent également interférer avec le fonctionnement des marchés financiers. L'ensemble de ces problèmes implique qu'en général, les entreprises cherchent d'abord à financer leurs investissements sur leurs ressources internes, avant de se tourner vers des sources externes, telles que les banques pour des concours bancaires classiques, ou les marchés financiers par l'émission des obligations ou de nouvelles actions.

En tenant compte des difficultés de mise en place de ces approches et de résultats non satisfaisants, Mairesse et al (1999), en comparant les comportements

d'investissement des entreprises françaises et américaines sur les deux périodes (1971-1979 et 1985-1993), ont adopté une spécification dynamique à correction d'erreurs du modèle d'accélérateur-profit.

§3. Intégration de la variable fiscale dans les modèles d'investissement

Mintz (1995) souligne qu'un nombre important de modèles, ont été estimés en utilisant des méthodes économétriques pour mettre en évidence l'influence de la fiscalité sur les décisions d'investissement. Trois approches ont été développées dans la littérature économique :

- Le modèle accélérateur: Ce modèle est basé sur l'hypothèse que les prix relatifs au travail et au capital n'affectent pas la demande du capital. Seule la vente *(output)* affecte l'investissement. Ainsi, l'impact de la fiscalité sur l'investissement devrait être uniquement à travers l'impact sur la demande totale du capital.

- Le modèle néoclassique : ce modèle, établi par Jorgensen (1963), suppose que la maximisation du profit par la firme nécessite le capital et les autres intrants de production jusqu'à ce que le produit marginal soit égal aux prix des facteurs utilisés dans la production. Aux termes de la théorie micro-économique, la demande du capital dépend du prix de location du capital et des autres facteurs de production. Ce modèle est basé essentiellement sur le coût d'usage du capital. Selon le modèle néo-classique, les taxes affectent l'output du capital, aussi bien que le coût d'usage.

Dans ce cadre, Feldestein (1982) propose deux modèles : le premier modèle est celui du rendement au-delà du coût (*the return over cost model*) qui permet à une unité d'investissement par rapport à *l'output* d'être corrélée avec l'excèdent du rendement marginal du capital (net d'impôt et de dépréciation) au-delà du coût de financement. Le deuxième modèle est celui du taux effectif d'impôt qui suppose que les augmentations nettes du capital stock, en pourcentage des outputs, sont positivement liées aux taux de rendement net du capital une fois, corrigé de la dépréciation et des impôts.

Une approche néoclassique récente est d'utiliser la fonction de la demande de l'investissement dérivée de la décision de maximisation par la firme (l'équation d'Eulur) qui dépend de l'investissement futur et de la différence entre les coûts actuels et futurs ou les prix du capital et le rendement du capital (avec un terme d'erreur dépendant des chocs technologiques et de la prévision des erreurs). Les taxes jouent un rôle important en affectant les variables courantes et futures. Les changements anticipés dans la politique fiscale peuvent être facilement adaptées.

- Le modèle q : ce modèle établi par Brainard et Tobin (1968) énonce que les firmes investissent jusqu'à ce que l'accroissement de la valeur de la firme consécutif à l'augmentation d'une unité de capital supplémentaire soit égal au coût de cette dernière unité de capital. Le ratio de q est mesuré par le rapport de la valeur de marché de la firme et son stock de capital au coût de remplacement.

Dans ce modèle, on admet l'hypothèse que l'investissement est ajusté mais à un coût qui augmente par le montant de l'investissement (la fonction quadratique est souvent supposée bien que l'investissement soit une fonction linéaire de q). La variable q est corrigée en réduisant le coût de remplacement du capital de la valeur actuelle de la déduction de la dépréciation de l'impôt (*tax depreciation allowances*) aussi bien en corrigeant la valeur de marché des actions et des dettes par l'impôt personnel et l'impôt sur le bénéfice des sociétés (Summers (1981)).

Conclusion

Passer d'une charge à subir à un paramètre à gérer, la fiscalité occupe de plus en plus une place prédominante dans la prise de décisions par la firme et la dimension fiscale n'est plus négligée dans les recherches en comptabilité et finance.

La théorie néoclassique a intégré la fiscalité à travers les ajustements opérés dans la détermination du coût d'usage du capital (Jorgenson et Hall 1969)). De même, la théorie de q de Tobin a introduit l'aspect fiscal dans une tentative d'améliorer la performance du ratio q de Tobin dans les modèles d'investissement (Summers (1981) et Cummins et al (1995)).

Des travaux théoriques et empiriques ont mis en évidence l'impact de l'imposition directe des sociétés sur l'investissement à travers le taux d'imposition, dont différentes approches ont été adoptées pour le déterminer, les mesures incitatives fiscales et la situation d'épuisement fiscal. D'autres travaux se sont intéressés à l'examen de l'influence de l'imposition personnelle sur l'investissement tout en montrant l'impact du différentiel d'imposition des dividendes et des gains en capital sur l'investissement.

L'influence de la fiscalité est de plus mise en évidence en étudiant les incidences de la fiscalité sur les modalités de financement de ces investissements objet du chapitre suivant.

Chapitre 2: Impact de la fiscalité sur les modalités de financement des investissements: fondement théorique et revue de littérature

En présence des impôts sur le bénéfice des sociétés, le recours à l'endettement offre un avantage substantiel, et il est possible de calculer la valeur actuelle des économies fiscales. Cet avantage est atténué par l'incertitude qui entoure ces économies, notamment lorsque l'endettement est élevé. Si l'on introduit les impôts sur le revenu des personnes physiques et un taux d'imposition plus fort sur le revenu tiré de la dette que sur le revenu tiré des actions, l'avantage fiscal de l'endettement se trouve encore atténué. Les coûts de faillite et de délégation jouent au détriment de l'endettement, surtout lorsqu'il est extrême. La combinaison de l'effet fiscal net et de ces coûts aboutit à l'existence d'une structure financière optimale. D'autres imperfections du marché, telles que des différences entre l'endettement d'entreprise et un endettement personnel, des restrictions institutionnelles pesant sur le comportement des prêteurs ou des acquéreurs d'actions, l'asymétrie d'information, des coûts d'agence affectent la décision de financement.

Ostenberg (1989) argumente que les modèles d'investissement qui ignorent l'ajustement par la structure financière sont erronés en prévoyant que le niveau d'investissement varie uniquement avec le taux d'impôt. En particulier, la réaction du coût du capital à la variation du taux d'impôt devrait dépendre de la structure financière. En plus, la présence des coûts réels de la structure financière implique que l'augmentation dans le taux d'imposition conduit à un déclin du capital stock malgré la diminution du coût du capital. De même, Mintz (1995) souligne que le choix optimal des modes de financement dépend des considérations fiscales et non fiscales.

Ainsi, la première section de ce chapitre présente une revue de la littérature portant sur les théories fiscales de la décision d'endettement ainsi que les validations empiriques des modèles développés dans le cadre de ces théories. Les implications fiscales des autres modes de financement sont aussi analysées. La deuxième section constitue une synthèse des théories financières expliquant la décision de financement et des études empiriques testant ces théories.

Section 1 : Les théories fiscales et revues des études empiriques

Les sources de financement sont l'autofinancement, les dettes, l'augmentation du capital et le crédit bail. Chaque méthode de financement peut être affectée par les mesures fiscales. La relation entre la structure du capital et les impôts a été l'objet de recherches théoriques extensives qui a conduit à des hypothèses testables. Ces hypothèses spécifient des relations particulières à travers la structure optimale du capital, les taux d'impôt de l'entreprise, l'économie d'impôt non liée à la dette et les taux d'imposition personnelle.

En effectuant les décisions financières, les firmes considèrent les coûts et les bénéfices associés (Bradley et al (1984), Titman et Vessels (1988)). Comme résultat, le niveau optimal du levier émerge à partir de l'arbitrage entre l'économie d'impôt résultant de la déductibilité des intérêts et les coûts de faillite prévus : théorie d'arbitrage (Bremman et Shwartz (1979), Chen (1978)), la capacité taxable des firmes : hypothèse de *tax exhaustion* (DeAngelo et Masulis (1980), Cordes et Sheffrin (1983)), l'intégration de l'imposition personnelle des investisseurs : hypothèse de clientèle de dividende et de clientèle d'endettement (Miller (1977), les coûts d'agence des dettes : théorie d'agence, d'asymétrie d'information et de la hiérarchie des sources de financement (Jensen et Meckling (1976), Jensen (1986), Barclay et Smith (1995), Harris et Raviv (1990), Stulz (1990)) et la nature des actifs : hypothèse de sécurité de la dette.

Hamada et Scholes (1985) ont distingué entre deux principaux équilibres. Le premier est l'équilibre avant impôt identifié par Modigliani et Miller (1963) et Miller et Sholes (1978) quand les firmes, qui opèrent dans des marchés de capitaux parfaits, sont prévues être 100% financées par des dettes à cause des gains de l'économie d'impôt. Le deuxième est l'équilibre après impôt (Miller 1977), qui est réalisé quand l'économie d'impôt marginal des intérêts des dettes payés par les entreprises est égale au taux marginal d'impôt payé par les investisseurs sur le revenu des intérêts des dettes. Cet équilibre rend la décision de la structure du capital non importante au niveau de l'entreprise (Lasfer (1995)).

DeAngelo et Masulis (1980) ont argumenté que le levier est moins dans les firmes qui ont d'autres économies d'impôt telles que la dépréciation ou les crédits d'impôt sur investissement (hypothèse de substitution de la dette). Cet effet de substitution augmente comme les firmes réalisent des reports de pertes; une relation négative entre les économies d'impôt non liées à la dette et le levier est prévue, compatible avec l'hypothèse de *tax exhaustion*.

La littérature empirique a produit, dans un premier temps, une justification perverse et non conclusive sur l'impact de l'impôt sur l'emprunt de l'entreprise. Les recherches ultérieures ont prouvé que l'impôt peut affecter la structure du capital.

§1. L'approche fiscale de l'endettement

Le théorème de Modigliani-Miller (1958) suppose la neutralité des sources de financement de l'entreprise et l'indépendance des décisions d'investissement et de financement. Une structure optimale de financement des entreprises est inexistante. Cependant, les entreprises essaient de financer leurs investissements d'abord par autofinancement avant d'avoir recours aux sources externes.

La théorie financière explique cette hiérarchie de financement par des différences de coûts qui proviendraient de plusieurs effets. La justification fiscale provient des disparités fiscales existant entre la taxation des dividendes et des gains en capital au niveau de l'actionnaire (modèle de Miller (1977)), la substitution de l'économie d'impôt résultant de la déductibilité des charges financières de la base taxable de l'entreprise par d'autres économies d'impôt non liées à la dette (modèle de DeAngelo et Masulis (1980)). Hayachi (1982) a prouvé dans le cadre de cette hiérarchie l'interaction entre la décision d'investissement et de financement.

A. Hypothèse de neutralité de la structure du capital et introduction de la variable fiscale

La théorie de base de Modigliani et Miller constitue le référentiel fondamental du quel ont découlé plusieurs travaux théoriques et empiriques.

1. Le modèle de Modigliani et Miller (1958, 1963)

Cavalier (1994) développe que Modigliani et Miller (1958) énoncent, dans leur modèle initial, deux propositions. Dans une première proposition, les auteurs affirment que le coût moyen du capital de toute société est indépendant de la structure du capital et qu'il est égal au taux de capitalisation des bénéfices attendus d'une firme appartenant à la même classe de risque. De manière équivalente, la valeur de toute firme est indépendante de sa structure financière, et elle est mesurée par la capitalisation des bénéfices espérés au taux K_a approprié de sa classe de risque.

Les hypothèses du modèle initial de Modigliani et Miller (1958) consistent aux points suivants :

H1 : Les marchés de capitaux sont parfaits, une entreprise peut à tout moment prêter et emprunter, à un taux unique et sans risque, toute ressource souhaitée, sans supporter de frais de transaction.

H2 : Les investisseurs peuvent eux-mêmes s'endetter comme les firmes.

H3 : Il n'existe pas de coûts de faillite.

H4 : Les sociétés ont le choix entre deux types d'actifs : dettes -sans risque- ou capitaux propres risqués.

H5 : Toutes les sociétés appartiennent à des classes de risque homogènes. Les firmes de même taille et de même risque possèdent le même taux de capitalisation du capital.

H6 : Il n'y a pas de croissance des actifs; tous les bénéfices sont distribués.

H7 : Il n'y a pas d'impôt.

Dans une deuxième proposition, Modigliani et Miller énoncent une autre implication de leur modèle à savoir le taux de rendement espéré d'une action est égal au taux de capitalisation K_a des bénéfices d'une firme non endettée et de même classe de risque, plus une prime du risque financier égale au produit du ratio dettes/fonds propres par le différentiel entre ce taux de capitalisation et le taux d'intérêt K_D.

Dans une extension de leur modèle de 1958, Modigliani et Miller (1963) complètent leur analyse par la prise en compte de la fiscalité d'entreprise. La dernière hypothèse (H7) de leur précédent modèle est modifiée comme suit :

(H7) : L'impôt sur les sociétés au taux τ_c est la seule forme de taxe existante; il n'existe pas de taxe personnelle frappant les investisseurs.

Compte tenu de cette nouvelle hypothèse, l'endettement n'est plus neutre et il procure une économie d'impôt résultant de la déductibilité fiscale des charges financières de l'emprunt.

En contradiction avec la proposition de 1958, la valeur d'une firme augmente proportionnellement à son endettement. La structure optimale du capital est celle de l'endettement maximal, hors prise en compte de l'accroissement du risque. Le gain de valeur dû à l'endettement (*leverage)* se mesure par le produit du taux d'impôt sur les sociétés par la valeur marchande des dettes : $G = V_B - V_A = \tau_s D$.

Le taux de rendement net d'impôt des capitaux propres augmente avec l'endettement, mais moins que dans le modèle précédent :

$$K_S = K_a - (1-\tau_C)(K_a - K_D)\frac{D}{S} = K_a - (1-\tau_c)K_a\frac{D}{S} + (1-\tau_c)K_D\frac{D}{S}$$

avec K_s est le taux des intérêts, K_a est le taux de capitalisation des bénéfices d'une firme non endettée, D est la valeur des dettes, S est la valeur des capitaux propres et τ_C est le taux d'impôt sur les sociétés.

Les économies fiscales associées à l'endettement ne sont pas certaines, contrairement à ce qu'implique le traitement précédent. Si le bénéfice comptable enregistré était faible ou même négatif, les économies fiscales engendrées par la dette seraient restreintes ou même nulles. En outre, si la société venait à faire faillite et elle est liquidée, les économies fiscales futures dues à l'endettement cesseraient d'exister. L'incertitude ne porte pas seulement sur les économies fiscales liées à la dette, mais aussi sur celles des autres éléments générateurs de ce type d'économie. Ceux-ci entrent en concurrence avec l'endettement et aggravent l'incertitude globale. Une autre incertitude se rapporte aux modifications éventuelles du taux de l'impôt sur le bénéfice des sociétés.

Ainsi, à mesure que l'endettement augmente, l'incertitude entourant les économies fiscales engendrées par celui-ci se fait aussi plus importante. Il s'ensuit que ce facteur peut réduire la valeur des économies fiscales de l'entreprise.

2. Validation empirique du modèle de Modigliani et Miller (1963)

En essayant de vérifier empiriquement la théorie de Modigliani et Miller, les études ultérieures ont tenu compte de plusieurs aspects concernant le régime d'imposition, la forme des sociétés et l'environnement dans lequel est établie la société.

Certaines études ont mis l'accent sur l'effet de l'impôt sur le niveau d'endettement par les firmes ayant différentes formes organisationnelles. Scholes et Wolfson (1992) se sont intéressés à vérifier l'hypothèse stipulant que les sociétés soumises à l'impôt sur les sociétés ont un niveau d'endettement plus élevé que les sociétés en nom collectif. Ils ont argumenté que les premières sociétés réalisent des économies d'impôt importantes résultant des dettes parce que le taux effectif d'impôt de la société excède le taux statutaire des individus et ce dans la mesure, où le résultat distribué aux actionnaires

comme dividendes est sujet à la double taxation[22]. Au contraire, les résultats des sociétés en nom collectif sont imposés entre les mains des associés (basé sur la proportion de chacun dans le résultat). Par suite, les sociétés soumises à l'impôt sont prévues utiliser plus de dettes que les sociétés en nom collectif du fait que le coût des dettes après impôt est plus faible pour ces sociétés. Plusieurs études ont testé ces hypothèses en comparant les structures de capital des sociétés commerciales avec ceux des sociétés en nom collectif commerciales. Gunther (1992) et Gentry (1994) ont constaté que les sociétés de capitaux ont des ratios dettes/actifs plus élevés que les sociétés en nom collectif à cause des économies d'impôt résultant des dépenses d'intérêts.

Toutefois, Omer et Terando (1999) présentent une autre explication des différences de la structure du capital entre les sociétés de capitaux et les sociétés en nom collectif. Ils ont suggéré que les différences dans les risques d'affaires, tel que mesuré par le niveau des ressources naturelles des actifs dans la firme peuvent constituer une justification des différences dans la structure du capital des sociétés en nom collectif et des sociétés de capitaux. Ce résultat a causé du doute dans l'idée stipulant que les sociétés sont plus endettées que les sociétés en nom collectif en raison de la double taxation des profits des sociétés de capitaux.

Gordon et Lee (1999) ont analysé la variation dans l'imposition des firmes américaines pour identifier les effets des impôts sur le ratio des dettes par rapport aux actifs. Ils ont indiqué que dû à la progressivité du barème d'imposition, les petites firmes font face à des taux d'imposition marginaux, plus faibles que les grandes entreprises. La différence dans les taux d'imposition marginaux a aussi varié considérablement dans le temps. En utilisant des données provenant de *l'US Statistic of Income* qui rapportent le bénéfice fiscal et le bilan comptable classés par taille de la firme pour toutes les sociétés américaines annuellement jusqu'à 1950, les chercheurs ont pu comparé les politiques financières des petites firmes par rapport aux grandes firmes pour analyser les conséquences des différences dans l'imposition.

Les résultats ont montré que les impôts ont un effet important sur l'utilisation des dettes pour les plus petites et les plus grandes firmes dans l'échantillon, mais moins d'effet pour les firmes de taille intermédiaire. Les auteurs ont fourni une preuve

[22] Le résultat est taxé au niveau de l'entreprise et il est taxé en plus au niveau des actionnaires quand il est distribué comme dividende.

indirecte que cette réaction estimée plus faible aux impôts pour les firmes de taille intermédiaire est due à une mesure erronée dans les variables d'impôt. En particulier, ayant des données uniquement sur le taux moyen des rendements réalisés par les firmes dans chaque catégorie de taille, ils ont établi un taux marginal d'impôt pour la firme, avec un montant donné des actifs, égale à la valeur qu'elle devrait faire face si elle atteint le taux moyen de rendement.

Les résultats ont indiqué aussi que les firmes de petite taille comptent plus sur le financement par les dettes que les firmes de grande taille. Ainsi il est essentiel de prendre compte de la taille de la firme en estimant les effets de l'impôt. Le financement par les dettes augmente aussi durant les récessions et quand les taux d'intérêt sont élevés. Finalement, les firmes ont plus de dettes lorsque leurs actifs se composent de terrains, d'actifs susceptibles à la dépréciation et d'actifs intangibles.

La plupart des études empiriques portant sur la relation entre les impôts et les décisions financières ont concentré sur le choix de l'utilisation de la dette contre les autres sources de financement (Mackie- Mason (1990), Dhaliwal et al (1992), Graham (1996a) et Newberry (1998)). Comme la littérature de la structure du capital a progressé, les champs de recherche se sont étendus au-delà du choix de base de la dette à un examen des variations dans les instruments financiers.

Dans ce cadre, Newberry et al (1999) ont étudié la relation entre les taxes et les décisions de maturité des dettes. Ils justifient leur étude par le fait que bien que la littérature économique et financière fournisse des prévisions théoriques de la relation entre la fiscalité et la maturité de la dette de l'entreprise, il existe peu de justification empirique d'une telle relation. Ils ont testé les prévisions de la relation entre la fiscalité et la maturité des dettes en utilisant l'offre d'obligations (publiques et privées) durant la période 1988-1995. Leur concentration sur l'offre d'obligation leur permet d'effectuer des tests importants sur les décisions d'endettement additionnel et leur permet de distinguer entre les dettes publiques et privées.

Les résultats empiriques ont confirmé l'effet clientèle de l'impôt. Les firmes qui sont soumises à des taux d'impôt marginaux élevés et qui peuvent utiliser le coût des intérêts comme économie d'impôt sont plus probables d'émettre des obligations à long terme. Les résultats ont montré aussi une relation positive entre le taux marginal d'impôt et la maturité des obligations pour la totalité de l'échantillon que pour les sous échantillons des obligations privées et publiques.

Ayers et al (2000) ont étudié, durant la période de 1993-1995, l'effet des taux d'imposition sur l'utilisation des dettes externes pour des sociétés américaines soumises à l'impôt sur les sociétés et des sociétés fiscalement transparentes. Ils ont testé aussi si les taux marginaux d'impôt influent l'utilisation des dettes internes pour les sociétés fiscalement transparentes pour lesquelles la déduction des dépenses d'intérêts ne génère pas d'économie d'impôt. Une analyse en parallèle est réalisée pour les sociétés soumises à l'impôt sur les sociétés.

Les auteurs ont constaté une relation positive entre les taux marginaux d'impôt et l'utilisation des dettes externes par les sociétés soumises à l'impôt et les sociétés fiscalement transparentes bien que les propriétaires des sociétés fiscalement transparentes ont la possibilité d'atteindre un montant optimal des dettes en raison de l'économie d'impôt obtenue en empruntant ou en prêtant dans leurs comptes personnels. Les auteurs ont montré aussi que le taux marginal d'impôt n'influe pas l'utilisation des dettes internes pour les sociétés fiscalement transparentes; par contre le taux marginal d'impôt est positivement lié à l'utilisation de la dette par les sociétés soumises à l'impôt sur les sociétés. Ce résultat est compatible avec la spécificité des sociétés soumises à l'impôt sur les sociétés qui utilisent les dettes internes afin d'éliminer la double imposition du bénéfice qui sera distribué aux actionnaires.

Gropp (2002) a examiné l'effet des impôts locaux, en Allemagne, sur l'utilisation des dettes comme mode de financement des investissements additionnels et ce pour la période allant de 1985 jusqu'à 1990. En effet, le système fiscal allemand présente la particularité à ce que les communautés allemandes imposent des impôts locaux sur les profits en plus de l'imposition personnelle et de l'impôt fédéral pour les sociétés.

Les résultats ont montré que les impôts locaux influent significativement le choix de la structure du capital pour les firmes allemandes. L'auteur argumente que les impôts locaux sur les affaires en Allemagne et les incitations considérables pour utiliser les dettes constituent une explication du comportement des firmes allemandes qui malgré la taxation intégrée des dividendes et malgré l'absence de taxes sur les gains en capital à long terme, utilisent plus de dettes pour financer leurs investissements comparativement aux firmes américaines.

En plus, des études réalisées dans un contexte particulier, le questionnement de recherche portant sur l'effet de l'impôt sur la décision de financement par les dettes

a fait l'objet de plusieurs travaux empiriques dans des contextes économiques différents. Certaines recherches ont étudié le questionnement par des études comparatives entre plusieurs pays.

A cet égard, Rajan et Zingales (1995) ont examiné l'effet de l'impôt, parmi autres facteurs, sur le niveau de l'endettement. Ils ont adopté différentes approches afin de comparer les politiques financières dans sept pays. Bien que les taux d'imposition varient peu dans le temps dans un pays, ils varient considérablement d'un pays à un autre. Rajan et Zingales n'ont pas trouvé que l'utilisation de la dette est plus élevée dans les pays ayant des taux d'imposition élevés. En tenant compte des différences institutionnelles à travers les pays, ces conclusions doivent être interprétées avec prudence.

Antoniou et al (2002) ont étudié les déterminants du ratio du levier en France, en Allemagne et au Royaume Uni tout en utilisant des données de panel. Ils n'ont pas affirmé un effet significatif de l'impôt sur les dettes. En plus, ils ont constaté des différences complémentaires spécifiques à chaque pays dans la stratégie de financement des firmes basées sur la taille des groupes. En sommaire, la profitabilité, la taille de la firme, *market to book ratio*, la tangibilité des actifs, les taux d'intérêt et la variation dans les prix des actions ont un rôle important en déterminant la structure du capital. L'intensité et la nature de l'effet de ces facteurs sont spécifiques à chaque pays et elles ont un rôle important dans l'ajustement des firmes de leur situation dettes - actions pour réaliser le levier désiré. Les auteurs ont conclu que la décision de la structure du capital de la firme n'est pas uniquement le produit des caractéristiques propres de la firme mais aussi de l'environnement et les traditions dans lesquelles elle opère.

B. Intégration de l'imposition personnelle

Miller (1977) a intégré l'imposition personnelle suite à la réalisation de revenus provenant des actions ou des obligations tout en instituant la condition d'équilibre du marché.

1. Le modèle de Miller (1977)

Cavalier (1994) souligne que le rejet de la théorie traditionnelle est encore plus marqué dans l'analyse de Miller (1977) qui affine le modèle précédent en introduisant trois catégories d'impôt : l'impôt sur les sociétés (τ_C), une taxe personnelle applicable aux revenus des actions (τ_{pS}) et une taxe personnelle frappant les revenus des

obligations (τ_{pB}). Les actionnaires d'une firme (*u*) financée exclusivement par des ressources propres subissent les deux premiers impôts.

Ainsi d'après Miller, l'expression du gain de l'endettement s'écrit comme suit

$G_L = \left(1 - \frac{(1-\tau_C)(1-\tau_{pS})}{(1-\tau_{pB})}\right) D$, avec (τ_C) est le taux d'impôt sur les sociétés, (τ_{pS}) est le taux d'imposition personnelle applicable aux revenus des actions, (τ_{pB}) est le taux d'imposition personnelle frappant les revenus des obligations et D est la valeur des dettes.

Lorsque tous les taux d'imposition sont nuls, alors $G_L = 0$; c'est la conclusion du modèle de Modigliani et Miller (1958). Lorsque les taux d'imposition des revenus des actions et des obligations sont égaux, alors $G_L = \tau D$ conformément au modèle de Modigliani et Miller (1963). Lorsque l'imposition des obligataires est supérieure à celle des actionnaires, l'avantage que tirent les actionnaires de la déductibilité des charges financières est réduit, annulé, voire dépassé par l'accroissement des intérêts versés aux obligataires. A partir d'une analyse de l'équilibre sur le marché obligataire, Miller montre en effet que les investisseurs, étant rationnels, raisonnent après acquittement de la fiscalité personnelle. En conséquence, les porteurs d'obligations exigent des taux d'intérêt sans risque plus élevés sur leurs créances de telle sorte le surcoût fiscal qu'ils subissent soit annulé. Les taux d'imposition personnelle sont progressifs et définissent une quantité précise des titres détenus. A l'équilibre, la structure financière des sociétés prises globalement maximise la valeur actuelle de l'économie d'impôt agrégée. En revanche, au niveau individuel, il est impossible qu'une firme maximise sa valeur par le levier d'endettement, le marché étant en équilibre. Des entreprises peuvent donc présenter des structures du capital différentes sans pour autant en tirer avantage.

L'équilibre du marché impose l'égalité $(1-\tau_C)=(1-\tau_{pS})(1-\tau_{pB})$ à la condition que les barèmes de progressivité des taux de fiscalité personnelle le permettent. L'avantage de la dette au niveau de la firme disparaît complètement par l'effet conjoint d'une surtaxation des revenus d'obligations au niveau personnel, et des ajustements d'offre de titres de la part des firmes. Ainsi, tout en généralisant son modèle initial, Miller conclut à la neutralité de la structure du capital sur la valeur de l'entreprise.

2. Validation empirique du modèle de Miller (1977)

Le modèle de Miller a été conçu dans le cadre de la fiscalité américaine et par suite son équilibre repose sur les caractéristiques du système fiscal américain. Autres études ont essayé d'adapter ce modèle dans d'autres contextes.

Dans son étude portant sur des entreprises tunisiennes Mattoussi (1991) a fait la synthèse des différents régimes adoptés par la Tunisie, depuis l'indépendance, en matière d'imposition des valeurs mobilières et il a étudié leurs impacts sur le choix du mode de financement par les entreprises à travers leurs effets sur le revenu de portefeuille des investisseurs en titres. Pour ce faire, il s'est basé sur le modèle de Miller (1977) et il a évalué le gain fiscal théorique lié à l'endettement sous les divers régimes fiscaux (loi n° 62-75, n°82-91, n° 87-48 et la loi n° 89-114). Il a examiné aussi les conditions d'équilibre du marché obligataire sous la loi n° 89-114.

L'adaptation du modèle de Miller (1977), compte tenu de la spécificité de la fiscalité tunisienne, a montré que le gain fiscal lié à l'endettement des entreprises est toujours positif, et ce sous l'ensemble des régimes successifs adoptés relatifs à l'imposition des sociétés et des personnes physiques. Ce gain fiscal d'endettement demeure positif sous la loi de 1990. Ce résultat s'opposant au postulat de Miller, qui stipulait un gain fiscal nul, rend moins probable l'existence d'un effet clientèle.

A cet effet, étant donné que la loi n° 89-114 a remplacé les impôts cédulaires par un impôt unique sur le revenu et un impôt sur les sociétés, les taux d'imposition respectifs des actionnaires et des obligataires sont égaux soit au taux de l'impôt sur le revenu des personnes physiques ou de l'impôt sur les sociétés.

Toutefois, comme la loi n° 89-114 exonère le revenu des actions de l'impôt sur le revenu des personnes physiques, le gain de levier est ainsi formulé selon la loi 89-114 :

$G_L = \left[1 - \frac{(1-\tau_c)}{(1-\tau_{IRPP})}\right] B$, avec τ_{IRPP} est le taux de l'impôt sur le revenu des personnes physiques, τ_c est le taux de l'impôt sur les sociétés et B est le niveau des dettes.

Mattoussi conclut que tout en réduisant l'ensemble des taux frappant les sociétés et les personnes physiques, la loi n° 89-114 a affirmé l'avantage fiscal net en faveur de la dette.[23] L'auteur explique ce résultat par la volonté des autorités publiques de développer le marché obligataire à travers une incitation fiscale.

Levasseur et Olivaux (1986) ont effectué une série de travaux dans le but de comparer l'avantage fiscal de l'endettement par rapport à celui des rétentions. En supposant que le taux des bénéfices retenus ajusté par le risque est égal au taux d'intérêt

[23]Toutefois, cet avantage disparaît (et peut même tourner en faveur de l'action) pour les sociétés bénéficiant d'exonération de l'impôt sur les sociétés ou celles soumises au taux réduit de 10%.

r, ils ont établi un processus d'arbitrage fiscal entre les bénéfices retenus et l'endettement.

Ce processus d'arbitrage est développé comme suit[24] :

L'opération d'endettement personnel génère un revenu net d'impôt égal à : $r(1-\tau_{pB})$: où τ_{pB} est le taux d'imposition personnel des obligations.

L'opération d'endettement au niveau de la firme génère à l'actionnaire un revenu net évalué ainsi :

-r : coût nominal de la dette,

$+r\tau_c$: gain d'impôt lié à la dette (où τ_c est le taux d'imposition des sociétés)

$-\{-r(1-\tau_c)[(1+a)\ \tau_{ps}-a]\}$: impôt personnel payé par l'actionnaire sur le dividende reçu (avoir fiscal compris), τ_{ps} est le taux d'imposition du revenu de l'investisseur.

En faisant la sommation des différentes grandeurs, l'avantage (ou le désavantage) fiscal net lié à l'opération d'endettement par l'intermédiaire de la firme est égal :

$$AD = r(1-\tau_{pB})-r(1-\tau_c)+ \{r(1-\tau_c)\ [(1+a)\ \tau_{ps}-a]\}$$

$$= r[(1-\tau_{pB})-\ (1-\tau_c)(1+a)(1-\tau_{ps})]$$

En supposant que cet avantage fiscal est perpétuel et en l'actualisant au taux de rendement ajusté par le risque r, l'avantage fiscal net est ainsi évalué :

$$AD = [(1-\tau_{pB})-\ (1-\tau_c)(1+a)(1-\tau_{ps})].$$

Levasseur et Olivaux ont estimé l'avantage fiscal de la rétention tout en supposant que l'opération de rétention entraîne une plus-value relative aux cours en bourse d'une valeur g, g est donc le taux de croissance du cours des actions qui est supposé égal au taux de croissance de la firme toute entière :

$+g(1-\tau_p)$: gain net d'impôt de rétention (τ_p est le taux d'imposition des plus-values).

-g(1+a) : coût de la renonciation au dividende et à l'avoir fiscal,

$+g(1+a)\tau_{ps}$: gain d'impôt associé à la renonciation au dividende.

En faisant la sommation des trois grandeurs, l'avantage fiscal net de la rétention est :

[24] Voir Mattoussi, (1991), « L'endettement des entreprises : fondements théoriques et comportement empirique des entreprises tunisiennes », Thèse pour le Doctorat d'Etat en Sciences de Gestion.

$AR = g(1-\tau_p)-g(1+a)(1-\tau_{ps})$

$= g\,[(1-\tau_p)-(1+a)(1-\tau_{ps})]$.

En supposant que cet avantage soit perpétuel et en l'actualisant au taux de rendement ajusté par le risque r, $AR=\frac{g}{r}\left[(1-\tau_p)-(1+a)(1-\tau_{ps})\right]$

A cet effet, en tenant compte des spécificités du système fiscal français au niveau de l'imposition personnelle des investisseurs (avoir fiscal pour les dividendes et un prélèvement libératoire pour les intérêts des obligations), les auteurs ont cherché une position fiscale d'équilibre entre l'endettement et la rétention dans un premier temps dans le cadre de la loi du 12 juillet 1965 ensuite dans le cadre de la loi de finance pour 1990. Les résultats ont abouti à la supériorité de la dette par rapport aux rétentions dans le cadre de la loi du 12 juillet 1965, aussi la loi de finance pour 1990 a accentué la supériorité de la dette comme source de financement et ce quelque soit le régime de distribution ou de rétention retenu pour le revenu des actions.

De même Zouari (1989) a étudié l'effet de clientèle sur l'endettement dans le marché français. Son étude a porté sur deux échantillons de sociétés françaises. Sur le premier échantillon, il a appliqué une approche directe (enquête auprès des investisseurs). Sur le deuxième échantillon, il a appliqué une approche indirecte tout en retenant comme ratio d'endettement le ratio d'endettement à long terme et le ratio d'endettement à moyen et long terme. Les résultats obtenus ont montré, au niveau du premier échantillon que la relation entre le taux d'imposition des investisseurs et le taux d'endettement des firmes est significative et conforme à l'hypothèse d'effet clientèle pour le ratio d'endettement à long terme et non significative pour le ratio d'endettement à moyen et long terme. Pour les entreprises du deuxième échantillon, c'est le phénomène inverse qui s'est produit : le test est significatif pour le ratio d'endettement à moyen et long terme et non significatif pour le ratio d'endettement à long terme. Le test de l'effet clientèle selon l'approche indirecte rejette l'hypothèse d'effet clientèle comme une explication plausible de la différence des ratios d'endettement des entreprises françaises.

L'auteur a conclu que la proposition d'une relation inverse entre le taux d'endettement des firmes et le taux d'imposition des actionnaires n'est pas valable en France. En effet, sous l'effet du prélèvement libératoire, la dette demeure toujours

avantageuse. Les personnes fortement imposées sont attirées par les entreprises fortement endettées et une relation positive est établie entre le taux d'imposition des actionnaires et le ratio d'endettement des firmes.

En déterminant le taux marginal d'imposition, Graham (1998 et 1999) a tenu compte de l'imposition personnelle. Il argumente que les taux marginaux d'imposition fournissent une estimation de la réduction de la charge fiscale qui résulte de la déduction d'un dollar d'intérêt. Toutefois, au niveau personnel, le revenu d'intérêt est taxé à un taux qui est généralement plus élevé que le taux d'impôt sur le rendement des actions ordinaires. En plus, il y a une pénalité d'impôt personnel associée avec les déductions d'intérêt parce que les rendements après impôt ajustés du risque, exigés par les investisseurs, sont plus élevés pour les investissements financés par les dettes relativement aux investissements financés par les actions. Il indique que pour déterminer le bénéfice de la firme net des déductions d'intérêts, les taux marginaux d'impôt devraient être ajustés pour tenir compte de la pénalité d'impôt personnel. Il mesure l'avantage net d'impôt des dettes (relatif aux actions) par la différence entre les produits reçus par les investisseurs à partir d'un dollar de revenu d'intérêt et ceux d'un dollar d'actions :

(1) $(1-\tau_p)-(1-\tau_c)(1-\tau_e)$ qui peut être écrit comme suit :

(2) $\tau_c-[\tau_p-(1-\tau_c)\tau_e]$ avec τ_c est le taux d'impôt du résultat de l'entreprise, τ_e est le taux d'impôt personnel du revenu des actions, τ_p est le taux d'impôt personnel du revenu des intérêts. Le deuxième et le troisième terme dans l'équation (2) tiennent compte de la pénalité d'impôt personnel $\tau_p-(1-\tau_c)\tau_e$.

En adoptant l'approche de Gordon et Mackie-Mason (1990), Graham estime τ_e comme étant égal à $[d+(1-d)g\alpha]\tau_e$ avec d est le ratio de paiement des dividendes, g est la proportion des gains à long terme qui sont taxables, α mesure l'économie de différer les taux des gains en capital et les dividendes sont taxés au même taux.

Alworth et Arachi (2001) ont inclus dans leur étude de l'effet de la fiscalité sur les décisions financières pour un échantillon de sociétés italiennes, l'impact de l'imposition personnelle. Les résultats obtenus ont confirmé leur effet significatif sur le niveau d'endettement.

C. Hypothèse de substitution de la dette et hypothèse de *tax exhaustion*

Contrairement à la thèse de complémentarité avancée par Hite (1977), DeAngelo et Masulis (1980) ont proposé une thèse opposée, les économies fiscales entraînées par l'investissement (déductibilité des dotations aux amortissements) et celles qui résultent de la déductibilité des frais financiers sont substituables plutôt que complémentaires.

1. Le modèle de DeAngelo et Masulis (1980)

Hite (1977) a opté pour la thèse de complémentarité des sources des économies fiscales. Il a montré que si le capital est financé par des dettes, les coûts attribués à ce capital deviendraient doublements déductibles, une première fois au titre de l'amortissement et une deuxième fois au titre des frais financiers. En revanche, DeAngelo et Masulis (1980) optent pour la thèse de substituabilité des sources des économies fiscales. Ils argumentent que les économies d'impôt non liée à la dette constituent des substituts pour la déduction des intérêts associés à la dette. Ces économies sont mesurées par la somme de la dépréciation et les crédits d'impôt à l'investissement. Ils ont montré que le niveau d'endettement est lié négativement à l'existence de ces substituts.

Les variations dans les économies d'impôt non liées à la dette (*non debt-tax shields)*, pour les firmes qui ne sont pas en situation de *tax exhaustion*, ont un effet limité sur la politique des dettes. Mais, pour les firmes qui sont relativement probables d'être en situation de *tax-exhaustion*[25], le niveau de *tax shields* affecte significativement le taux d'impôt marginal et il a un effet significatif sur les décisions financières.

Dans ce cadre, lorsque les intérêts annuels sont très supérieurs au bénéfice d'exploitation, l'avantage fiscal annuel est beaucoup plus faible et il peut même disparaître. C'est le cas où le taux d'endettement est élevé ou la rentabilité d'exploitation des actifs est faible. A un taux d'endettement égal, l'avantage fiscal n'est pas le même pour toutes les entreprises. Il dépend de la présence ou de l'absence de bénéfice imposable.

Certaines entreprises peuvent n'avoir aucun avantage fiscal provoqué par l'endettement ou un avantage fiscal réduit. Il en est ainsi pour des entreprises :

[25] Une firme est considérée en situation de *tax-exhaustion* lorsqu'elle a profité de toutes les mesures fiscales lui procurant des économies d'impôt non liées à la dette déjà déduites du résultat opérationnel (Graham (1995)).

- qui ne réalisent pas de bénéfice d'exploitation ou qui réalisent des bénéfices d'exploitation insuffisants (faibles);
- dont le bénéfice d'exploitation fluctue très fortement;
- qui ont additionné des pertes reportables fiscalement très importantes;
- qui appliquent les différentes dispositions fiscales pour ne pas payer d'impôt sur les sociétés tels que les amortissements accélérés, les implantations dans certaines régions favorisées.

En revanche, pour les firmes qui génèrent un bénéfice important et stable, qui n'ont pas de pertes anciennes accumulées et reportées et qui ne peuvent utiliser aucune disposition fiscale particulière pour échapper à l'impôt sur les sociétés, l'endettement procure un avantage fiscal complet.

Dotan et Ravid (1985) ont étendu les travaux de DeAngelo et Masulis (1980) en posant explicitement la question de l'origine des économies fiscales non liées à la dette. Comme ces économies fiscales proviennent essentiellement de la déductibilité des dotations aux amortissements, qui à leur tour, résultant d'une décision d'investissement, ils ont proposé un modèle d'une firme qui doit décider simultanément de sa capacité de production et de son niveau d'endettement.

Différentes approximations ont été adoptées pour les économies d'impôt non liées à la dette. Graham (1996a) a retenu la variation dans les recherches et développements et les dépenses de publicité et il a montré qu'elles peuvent être négativement liées à l'usage de la dette si elles servent comme des substituts à l'impôt.

2. Validation empirique du modèle de DeAngelo et Masulis

Bradley et al (1984) ont utilisé une approximation des économies d'impôt non liées à la dette égale à la somme des charges annuelles de dépréciation et les crédits d'impôt à l'investissements divisée par la somme des bénéfices annuels avant dépréciation, intérêts et impôts. En effectuant des régressions en coupe transversale pour la période de 1962 à 1981, ils ont constaté, contrairement à la théorie, que la dette a une relation positive avec des économies d'impôt non liées à la dette.

Auerbach et Poterba (1986) ont trouvé que la firme qui reporte en avant des pertes, a une probabilité forte d'avoir un taux d'impôt égale à zéro (elle est en situation de *tax exhaustion*). Ils argumentent que le report en avant peut avoir un effet important sur les

décisions financières additionnelles dans la mesure où chaque dollar de report en avant de perte réduit la déduction des intérêts d'un dollar. Par contre, les crédits d'impôt à l'investissement n'ont pas un effet significatif sur la déduction des intérêts.

Etendant les travaux de DeAngelo et Masulis (1980) au cas où la production n'est pas stable, Dammond et Senbet (1988) ont démontré que l'endettement optimal dépend de l'étendue de deux effets opposés, un effet négatif par le biais de l'amortissement (effet de substitution) et un effet positif par le biais du revenu (effet revenu). Ainsi, l'effet net de l'augmentation du taux d'amortissement sur le niveau optimal de l'endettement est ambigu dans la mesure où ce niveau dépend, en plus, de l'effet revenu. Une augmentation du taux d'amortissement entraîne une augmentation (une diminution) du niveau optimal de l'endettement si l'effet revenu est supérieur (inférieur) à l'effet substitution.

Dans une étude basée sur la moyenne des dettes pour une période de trois ans (1977-1979), Titman et Wessls (1988) ont adopté une approche analytique factorielle qui permet à leur modèle de définir les économies d'impôt non liées à la dette comme une fonction linéaire des mesures de dépréciation et des crédits d'impôt à l'investissement. Ils ont constaté que *tax shields* ainsi définis ont un signe négatif en prévoyant les dettes convertibles dans des équations séparées. Néanmoins, aucun des effets estimés n'est statistiquement significatif.

Dans ce cadre, il est à noter que bien qu'en excluant les paiements d'intérêt eux mêmes, les estimations des économies d'impôt non liées à la dette pourraient être endogènes, dans la mesure où elles dépendent des choix d'investissement de la firme faits simultanément avec les décisions d'emprunt. Dans les analyses transversales, le problème d'endogeneïté n'a pas été résolu, mais les données de panel offrent plus d'options. Auerbach (1985), en utilisant des données de panel pour des firmes durant la période 1969–1977, a résolu ce problème de deux manières. En premier, il a utilisé les effets fixes de la firme comme variable explicative, pour éliminer la variation entre les firmes dont la tendance d'emprunter peut être corrélée avec d'autres variables explicatives. En second, il a modélisé la variation dans les ratios dettes/actifs plutôt que le niveau de ces ratios et il a utilisé une mesure retardée de la variable impôt et le report en avant des pertes d'impôt comme mesure de l'incitation fiscale d'emprunter. Les estimations de l'impact de ces variables sont négatives et statistiquement significatives pour tous les emprunts agrégés ensemble et pour les emprunts à long terme considérés séparément (mais non significatifs pour les emprunts à cours terme).

Mackie Mason (1990) a amélioré les études précédentes en examinant la manière dont la fiscalité affecte la structure du capital en marge et ce en utilisant des données sur les décisions de financement additionnel plutôt que sur les dettes exprimées en niveau. A cet effet, il a étudié les implications de deux *tax shields* sur les décisions d'endettement à savoir le report en avant des pertes en impôt et les crédits d'impôt à l'investissement. L'auteur a tenu compte de la situation de *tax exhaustion* dans son analyse empirique.

L'hypothèse de base de cette étude consiste à ce que le financement par les dettes en marginal augmente avec le taux effectif marginal d'impôt à cause de la déductibilité des intérêts. D'un autre coté, quand des *shields* élevés augmentent substantiellement la probabilité de *tax exhaustion*, la firme fait face à un taux d'impôt marginal prévu plus faible et elle devrait être moins probable d'utiliser les dettes. Ainsi, les économies d'impôt non liées à la dette devraient avoir une influence négative sur l'usage des dettes pour les firmes ayant une valeur élevée de Zscore (parce que ces firmes sont en situation de difficulté financière et elles ne peuvent pas profiter complètement de la déductibilité des intérêts). En conséquence, une valeur élevée de Zscore est compatible avec un taux marginal d'impôt faible et le recours à la dette est empêché par les économies d'impôt non liées à la dette.

Les résultats ont fourni un appui pour les effets substantiels de l'impôt sur les décisions financières. Ces hypothèses ont été affirmées en montrant que, dans le cas où les *tax shields* sont probables de réduire le taux d'impôt de la firme, les firmes avec des *tax shields* élevés sont moins probables d'émettre les dettes.

Dans leur étude de l'impact de la réforme fiscale de 1986 aux Etats-Unis sur la structure du capital des sociétés américaines, Givoly et al (1992) ont mis en évidence le rôle des économies d'impôt non liées à la dette sur le levier. Ils ont constaté une relation négative entre les deux mesures de l'économie d'impôt non liées à la dette (la variation de la dépréciation et la variation du crédit d'impôt à l'investissement) et le levier. Les auteurs ont justifié cette relation négative qu'en conséquence de la réforme de 1986, l'économie d'impôt résultant des dettes, a augmenté suite à la réduction du taux de dépréciation et l'élimination du crédit d'impôt à l'investissement. Ils concluent que ces résultats confirment l'hypothèse de substitution entre les économies d'impôt provenant des dettes et les autres économies d'impôt non liées à la dette.

Basés sur les analyses de Brick et Ravid (1985) et Wiggins (1990), Barclay et Smith (1995) ont pris la structure des taux d'intérêts et du bond *ratings* comme *proxy* pour les économies d'impôt non liées à la dette. Toutefois, ces mesures reflètent la probabilité de faillite plutôt que la situation fiscale de la firme. La détermination des taux d'impôt effectifs des entreprises individuelles et la classification des firmes dans une situation de paiement d'impôt et celles qui sont *tax exhausted* justifient tous les dégrèvements et assouplissements offerts par les systèmes d'impôt particuliers et réduisent le biais résultant du problème de mesure rencontré dans les proxies utilisées. Similairement à DeAngelo et Masulis (1980), les auteurs ont prévu une relation positive (négative) entre les taux effectifs d'impôt (*tax exhaustion*) et le levier dans la mesure où l'avantage de financement par les dettes résultant de la déductibilité de l'impôt des intérêts est réduit en cas où l'exigibilité de l'impôt de la firme est faible si la firme est en situation de *tax exhaustion*.

Les effets de l'impôt sur le levier sont observés uniquement quand les firmes sont *tax exhausted* et quand le levier est exprimé en termes de valeurs comptables pour capturer les effets à long terme. A cours terme, les firmes n'ont pas répondu immédiatement aux variations dans leur situation fiscale. Les résultats suggèrent qu'à cours terme, les firmes n'ont pas changé leur structure de capital pour s'adapter aux changements dans les taux effectifs d'impôt parce qu'en cas où elles retournent à leur situation de paiement d'impôt à long terme elles supportent des coûts de transaction si elles changent les contrats des dettes.

En se référant aux travaux de Mackie Mason (1990), Graham (1996) a tenu compte des économies d'impôt non liées à la dette pour estimer, pour chaque firme, le taux marginal d'impôt basé sur les prévisions du résultat taxable. Il a considéré les variations dans les dettes comme fonction de cette variable et d'autres variables et il a montré que le taux marginal d'impôt exerce un effet significatif sur les données agrégées mais il n'est pas significatif en coupe transversale individuelle. L'effet est faible en 1986 et 1987, autour de la période de la réforme d'impôt, suggérant des effets additionnels durant cette période.

Ayers et al (2001) ont testé l'hypothèse de substitution des dettes pour des sociétés soumises à l'impôt sur les sociétés et pour des sociétés fiscalement transparentes pour deux formes d'endettement (internes et externes). Conformément à leurs prévisions, les auteurs ont confirmé l'effet de substitution pour les dettes externes pour les deux types

de sociétés. L'effet de substitution est aussi confirmé en cas d'usage de dettes internes par les sociétés soumises à l'impôt sur les sociétés. Ce résultat est conforme aux prévisions dans la mesure où ces dernières peuvent déduire les intérêts relatifs à ces dettes internes. En revanche, l'effet de substitution n'a pas été constaté pour les sociétés fiscalement transparentes confirmant les prévisions dans la mesure où les dettes internes ne donnent pas lieu à un avantage fiscal.

Devereux et al (1994) ont utilisé des données individuelles pour estimer les effets du système d'impôt anglais sur le coût du capital durant la période 1968–1990. Dans ce cadre, ils ont analysé les effets dynamiques de *tax exhaustion*. Les résultats confirment que la situation de *tax exhaustion* a des effets significatifs sur le coût du capital. Dans ce cas, le coût du capital est réduit quand la firme s'approche de la période de perte fiscale et il augmente quand elle quitte une telle situation.

§2. Les implications fiscales de l'autofinancement

L'autofinancement est composé de deux éléments. Le premier (bénéfices mis en réserve) constitue une augmentation interne des fonds propres de l'entreprise et il est pris en compte à travers le coût des fonds propres. Le deuxième élément correspond aux dotations aux amortissements, elles font partie des flux de fonds générés par l'exploitation et elles représentent une fraction des fonds disponibles pour les actionnaires et les créanciers.

L'amortissement permet le remplacement du matériel sans exiger des capitaux supplémentaires et en conséquence il permet à la fois d'alléger le prélèvement fiscal et de favoriser les réserves de renouvellement des investissements.

Les bénéfices nets de l'entreprise mis en réserve ont l'avantage de ne pas aggraver la charge financière de celle-ci. Mais cet avantage financier se traduit sur le plan fiscal par une absence de charge susceptible d'être déduite du bénéfice imposable. Ainsi, l'autofinancement n'apporte aucun allégement fiscal pour l'entreprise. Par ailleurs, les associés peuvent être non satisfaisants puisque le bénéfice sera diminué et ils ne percevront aucun dividende. Toutefois, cette absence de distribution de bénéfices a une conséquence fiscale favorable dans la mesure où l'autofinancement permettrait d'échapper à l'impôt de distribution.

La prise en compte de l'imposition personnelle des investisseurs entraîne un classement des différents modes de financement. En effet, les bénéfices distribués et

ceux non distribués ainsi que les intérêts sont soumis à des impositions différentes qui peuvent engendrer des distorsions dans le choix que fait une entreprise entre une émission de nouvelles actions, l'autofinancement et l'endettement. L'imposition de ces différentes sources de financement est étroitement liée à celle des revenus du capital. En effet, si on se place du point de vue de l'épargnant - bailleur de fonds, la détention d'une obligation lui rapporte des intérêts qui sont soumis à l'impôt sur le revenu (en général avec un régime de faveur), la détention d'une action lui rapporte des dividendes quand les bénéfices sont distribués, et des gains en capital quand les bénéfices ne sont pas distribués. Les bénéfices distribués supportent une double imposition (l'impôt sur les sociétés au niveau de la firme et l'impôt sur le revenu au niveau de l'actionnaire) et par conséquent, leur taux d'imposition est supérieur au taux marginal de l'impôt sur le revenu applicable aux intérêts perçus. Les bénéfices non distribués supportent, outre l'impôt sur les sociétés, l'impôt sur le revenu applicable aux gains en capital en actions. Néanmoins, du fait qu'ils ne sont imposés qu'au moment de leur réalisation (lors de la cession des actions), ils sont moins imposés que les dividendes[26]. Pour l'entreprise, les versements d'intérêts sont intégralement déductibles de l'assiette de l'impôt sur les sociétés. Le financement des investissements par endettement est donc favorisé par rapport au financement sur fonds propres, et l'autofinancement est favorisé par rapport à l'émission de nouvelles actions.

§3. Les implications fiscales de l'émission de nouvelles actions

L'augmentation du capital par apports en numéraires a l'inconvénient en ce qu'elle emporte la perception de droits d'apport. Cet inconvénient est, cependant, limité dans la mesure où le droit d'apport ordinaire n'est plus qu'un droit fixe. Ainsi, la charge fiscale générée par une augmentation de capital en numéraires est considérée négligeable. En sens inverse, la rémunération du capital ainsi apporté ne constitue pas pour la société une charge financière déductible de son bénéfice imposable.

Devereux et Schiantarelli (1989) argumentent que le désavantage fiscal de l'émission de nouvelles actions par rapport aux rétentions dans un système classique d'imposition dépend de la relation entre le taux d'imposition personnelle des dividendes (m) et celui du gain en capital (z). Ils précisent que si m> à z, ce qui est le cas le plus souvent, l'émission de nouvelles actions est relativement plus coûteuse. Dans un

[26] C'est le régime de faveur des gains en capital par rapport aux dividendes.

système d'imputation, l'émission de nouvelles actions est la source de financement la moins coûteuse pour les firmes qui paient la totalité de l'impôt si (1-m)/[(1-z) (1-c)]>1 avec c est le taux d'imputation. Cette condition est satisfaite si m = z = 0 et pour les autres investisseurs avec un taux marginal d'imposition des dividendes faible.

Dempsey (1998) a observé qu'un niveau élevé de l'impôt sur les gains en capital augmente la volatilité de la propriété des actions, déstabilise les prix des actions et déforme la viabilité de la firme. De leur part, Giannini et Maggiulli (2002) indiquent que l'étude élaborée par la commission européenne pour déterminer le taux marginal d'imposition et le taux effectif moyen d'imposition pour certains membres de l'Union Européenne, selon les modes de financement de l'investissement, pour l'année 1999, a montré que le taux marginal est généralement plus faible que le taux effectif moyen à cause des déductions fiscales sous forme de dépréciation et de paiement d'intérêt (la charge fiscale est réduite pour les investissements marginaux).

Dans le cas où l'investissement est financé par l'émission de nouvelles actions ou des bénéfices retenus, le taux marginal d'imposition et le taux moyen sont proches. Dans le cas de financement par les dettes le taux marginal est négatif alors que le taux moyen est positif. Pour un investissement marginal, la firme déduit, en plus des dépréciations fiscales, les intérêts au taux nominal suite au financement par les dettes.

Une analyse plus détaillée pour les différents membres de l'Union Européenne (notamment la France, l'Allemagne et la Grande Bretagne) a montré que dans le cas où les investissements sont financés par l'émission de nouvelles actions ou par les bénéfices retenus, les taux marginaux d'imposition sont plus élevés que le taux effectif moyen et le taux statutaire à l'exception de l'Allemagne où le taux statutaire est plus élevé.

§4. Les implications fiscales du crédit bail

Le crédit bail est défini en tant qu'une transaction financière qui sépare les coûts et les bénéfices de propriété des coûts et bénéfices de l'usage des actifs. En plus, le crédit-bail est un mode de financement qui s'apparente, sur le plan financier, à un emprunt bien que sur le plan juridique, les deux contrats sont totalement différents (Graham et al (1998)).

Sur le plan comptable, les engagements de crédit-bail sont constatés, dans certains pays tels que la Tunisie et la France, en hors bilan, alors que les analystes financiers les

réintroduisent dans le bilan financier pour avoir une image plus réaliste de la structure financière de l'entreprise. Cette dernière s'engage à payer des loyers qui sont totalement déductibles du bénéfice imposable. Toutefois, l'entreprise perd la faculté d'amortir l'actif financé par crédit-bail et par conséquent, elle perd l'économie d'impôt due à la dotation aux amortissements. En revanche, aux Etats Unis, les entreprises, tout en favorisant la réalité économique, constatent le bien objet de la location–financement en actif et l'obligation de payer des loyers futurs au passif. Par suite, l'entreprise ne perd pas l'économie résultant de l'amortissement du bien objet du crédit-bail.

La méthode de l'emprunt équivalent permet d'évaluer le coût de financement par crédit bail. Cette méthode permet de calculer un taux actuariel après impôt directement comparable à celui d'un emprunt. Dans cet objectif, on tient compte du fait que l'entreprise perd la faculté d'amortir l'actif financé par crédit-bail et par suite elle perd l'économie fiscale due à la dotation aux amortissements.

L'équation de l'emprunt équivalent est la suivante : $I_0 = \sum_{t=1}^{n} \frac{L_t(1-\tau) + A_t\tau}{(1+a)^t} + \frac{R_n}{(1+a)^n}$, avec $L_t(1-\tau)$ est le loyer après impôt, $A_t\tau$ est le montant de la perte de l'économie fiscale sur la dotation, R_n est la valeur de rachat du contrat à l'année n, I_0 est la valeur de l'investissement financé par le contrat de crédit-bail et a est le coût actuariel du crédit-bail[27].

Plusieurs études (Myers, Dill et Bautista (1976), Smith et Wakeman (1985), Brealy et Myers (1991), Lewis et Schallheim (1992), Ross, Waterfield et Jaffe (1996)) ont établi des modèles justifiant l'incitation fiscale du leasing. Ces modèles prévoient que les firmes avec des taux d'impôt marginaux faibles emploient relativement plus de leasing que les firmes avec des taux d'impôt marginaux élevés. Cette prédiction est expliquée par le fait que le leasing permet le transfert de l'économie d'impôt à partir des firmes qui ne peuvent pas profiter de la déduction de l'impôt associée (société preneuse) aux firmes qui peuvent en profiter (bailleurs).

La plupart des travaux empiriques ont échoué de trouver une corrélation négative entre le leasing et le taux d'impôt (Flath (1980), Ang et Peterson (1984), Krishnan et Moyer (1994)). Plus récemment, Barclay et Smith (1995) et Sharpe et Nguyen (1995) ont montré que le niveau de leasing est positivement corrélé avec la variable muette de

[27] Voir Cavalier, (1994), « Evaluation et finance des entreprises : application à l'activité de capital risque » Edition LGDJ.

report des pertes en avant quand l'existence de pertes fiscales implique des taux d'impôt marginaux faibles.

Graham et al (1998) ont confirmé l'hypothèse stipulant, que toute chose égale, les firmes qui sont soumises à un faible taux d'impôt procèdent au leasing plus que les firmes qui sont soumises à taux d'impôt élevé. En utilisant la mesure du taux d'impôt marginal avant la déduction des intérêts, ils ont montré que le taux marginal d'impôt est positivement lié à l'usage de la dette et il est négativement lié à l'usage du leasing opérationnel.

Section 2. Les théories financières et revue des études empiriques

En intégrant la dimension fiscale à la stratégie d'entreprise, Wolfson et Scholes (1992) ont adopté une optique de planification globale. Ils ont mis en évidence l'importance des coûts non fiscaux. A cet égard, en plus des considérations fiscales, les firmes déterminent leurs structures du capital d'une manière que les conflits potentiels des intérêts entre les gestionnaires, les actionnaires et les créanciers soient minimisés.

§1. Les modalités de financement des investissements et la théorie d'arbitrage

L'économie d'impôt résultant de la déduction des intérêts constitue l'avantage qui privilégie les dettes par rapport aux autres sources de financement et le critère d'arbitrage avec d'autres coûts (coûts de difficulté financière et coûts d'agence).

A. Fondement théorique

Dans le cadre de la théorie de compromis et d'arbitrage, le niveau optimal d'endettement est atteint lorsque l'économie marginale d'impôt attribuable à l'endettement se trouve annulée par l'augmentation des coûts potentiels d'agence et de faillite, liés à la taille et au risque des entreprises. Les économies d'impôt sont liées à la fiscalité des entreprises et des particuliers, ainsi qu'aux avantages fiscaux non liés à l'endettement (DeAngelo et Masulis (1980).

Les firmes ne sont pas prévues compter uniquement sur le financement par la dette pour l'unique objectif de bénéficier de l'économie d'impôt. L'utilisation excessive du financement par les dettes peut être coûteuse dans la mesure où elle peut entraîner une augmentation considérable dans le risque de faillite et peut être l'origine de problèmes d'agence notamment la substitution des actifs et le sous- investissement.

Ces coûts et économies de financement par la dette impliquent que les gestionnaires sont amenés à choisir un niveau approprié de dettes pour maximiser l'économie d'impôt

et en même temps pour minimiser le total des coûts d'agence et des coûts de faillite dans la firme.

B. Etudes empiriques

Mattoussi (1991) a montré, au terme d'une analyse de régressions multiples, que l'approche statique, basée sur l'existence d'arbitrage entre l'avantage fiscal de la dette et les coûts de faillite et d'agence qui lui sont associées, explique mieux le comportement des entreprises tunisiennes en matière d'endettement. Il a constaté aussi que la rentabilité, la taille, la croissance, l'intensité capitalistique, les économies d'impôt non liées à la dette constituent des facteurs qui motivent l'adoption d'un ratio d'endettement élevé.

Dans le but d'analyser les déterminants de la structure du capital, la plupart des études empiriques se sont basées sur l'hypothèse que les entreprises ont atteint et conservent leur ratio d'endettement optimal. Dans ces modèles statiques, le ratio cible est expliqué par des variables liées à la nature de l'actif, à la taille et aux économies d'impôt liées à l'endettement, qui découlent de la théorie d'arbitrage. D'autres études intègrent les variables issues de la théorie de la hiérarchie des sources de financement, en vérifiant que l'endettement au temps t est une fonction de la rentabilité et de la croissance passée de l'entreprise, en plus des variables issues de la théorie d'arbitrage (Fontaine et Njiokou (1996), Rajan et Zingales (1995)).

Ces études reconnaissent implicitement que le comportement financier est piloté simultanément par des considérations qui relèvent des deux cadres d'analyse. Ceci a conduit certains chercheurs à les opposer, pour tenter de voir laquelle de ces deux explications correspond le mieux aux observations (Shyam-Sunder et Myers (1999). Au contraire, Fama et French (1997) et Opler et Timan (1996) ont conjugué les deux cadres conceptuels pour proposer un modèle global d'explication des décisions de financement et ils ont étudié les choix de financement dans une perspective dynamique de court terme, le choix de financement au temps t+2 est une fonction de la différence observée à t entre le ratio d'endettement et la cible.

Carpentier et Suret (2000) ont emprunté cette perspective dynamique mais ils se sont distingués en présentant les évolutions à moyen terme. Ils estiment que l'ajustement de l'endettement semble trop progressif pour être modélisé correctement par des modèles d'ajustement de court terme.

§2. Les modalités de financement des investissements et la théorie d'agence

La théorie d'agence consiste à intégrer la complexité des modes d'organisation des décisions dans l'entreprise pour expliquer la formation de sa valeur et les choix de ses modes de financement. Cette approche analyse les modalités d'organisation du pouvoir de décision dans l'entreprise, met en évidence l'influence du mode d'organisation sur les décisions financières, démontre les inefficiences qui résultent des conflits d'intérêts entre les agents dans le circuit de financement de l'entreprise.

A. Fondement théorique

La structure du capital dépend des coûts de l'agence. Ces coûts résultent du conflit d'intérêt entre les managers non propriétaires et les actionnaires. Dans la mesure où les profits reviennent aux actionnaires et non aux dirigeants, ces derniers peuvent fournir un effort minimal dans la gestion de la société. Toutefois, lorsque les dirigeants détiennent une partie du capital, ils s'engagent activement dans la gestion. Ainsi, plus la participation du dirigeant est importante, meilleurs sont les résultats de sa gestion (Jensen et Meckling (1976) et Jensen (1986)).

Les conflits d'intérêt entre les actionnaires et les créanciers résultent des modalités de financement de l'investissement. En effet, lorsque l'investissement s'effectue à partir de l'endettement, cette opération peut être préjudiciable aux prêteurs. Ce résultat s'explique par le fait que lorsque le résultat de l'investissement est supérieur à la dette investie, le bénéfice est réparti entre les actionnaires. En revanche, lorsque la société fait faillite, la responsabilité des actionnaires est dégagée dans le cadre des sociétés à responsabilité limitée puisqu'elle se réduit au montant de leurs mises initiales. Ainsi, l'investissement dans les projets à risques élevés conduit à un transfert de richesse des obligataires vers les actionnaires. La substitution de la dette au capital dans l'investissement, appelée aussi l'effet de substitution d'actifs, constitue un coût d'agence dans les opérations de financement des investissements par la dette. Les deux types de conflits entre les dirigeants et les actionnaires, d'une part, et les prêteurs de fonds et les actionnaires, d'autre part, constituent le fondement des modèles qui expliquent la structure du capital par la théorie de l'agence.

Les conflits d'intérêts qui en naissent expliquent l'apparition de trois catégories de coûts d'agence (Jensen et Meckling, 1976) : les coûts de surveillance, les coûts de

dédouanement et la perte résiduelle. C'est la recherche d'une minimisation de l'ensemble de ces coûts qui, dans la théorie d'agence, explique la mise en place de divers mécanismes de gouvernement d'entreprise, car ces derniers, en réduisant la latitude managériale, diminuent également les possibilités d'un comportement déviant. Ainsi, les mécanismes de surveillance représentent une limite de la latitude managériale imposée au dirigeant par les autres partenaires de la firme. À l'inverse, les moyens de dédouanement impliquent une réduction de l'espace discrétionnaire par le dirigeant lui-même.

Myers (1977) stipule que si la firme est partiellement financée par les dettes, une situation de sous-investissement se présente dans la mesure où elle va renoncer à des projets ayant une valeur nette positive. Ce problème est particulièrement grave quand les actifs représentent une proportion faible du total de la valeur de la firme. Il suggère, que pour réduire ce problème de sous investissement, les firmes avec certaines opportunités de croissance peuvent ne pas être financées par les dettes (Harris et Raviv (1990), Stulz (1990) et Williamson (1988))

Smith et Warner (1979) précisent que dans la mesure où les créditeurs sont supposés comprendre les incitations des actionnaires et qu'ils sont conscients du risque de faillite quand les dettes sont négociées, les propriétaires devraient subir les conséquences de ces problèmes d'agence en terme d'un coût élevé des dettes. Ils ajoutent que dans un contexte d'asymétrie d'information, le rationnement du crédit et *bond covenant* peuvent être utilisées comme méthodes de contrôle des conflits entre les obligataires et les actionnaires afin de minimiser les coûts d'agence des dettes, limitant l'action discrétionnaire des propriétaires au niveau des dividendes, l'émission de nouvelles dettes et la maintenance du fonds de roulement.

De même, Stulz (1990), confirme que la dette peut épuiser les fonds disponibles et entraîner l'impossibilité de réaliser des projets qui s'avèrent rentables. Ainsi, selon Stulz, le conflit trouve sa source dans le danger du sous- investissement qui conduirait à une rentabilité insuffisante. En conséquence, la structure financière de l'entreprise relèverait d'un compromis entre l'avantage lié à la réduction du cash-flow et l'inconvénient que ce même cash-flow soit trop faible si les opportunités d'investir sont bonnes.

Dans le même cadre, Auerbach (2001) stipule que les dettes entraînent des engagements pour rembourser plus de dettes. En effet, plus la firme émet des dettes,

plus elle a des engagements financiers de payer les intérêts et plus la probabilité que les cash-flows seraient insuffisants de payer les intérêts augmente aussi. Ceci entraîne une forte probabilité de détresse financière causée par les coûts dus à l'asymétrie d'information et au problème de moral hasard.

Abid (1998) indique que les dettes peuvent résoudre le problème de l'aléa moral associé avec le financement par action (Jensen et Meckling (1976)). Dans une telle approche, le choix de financement par les dettes pour des raisons non fiscales peut varier à travers les firmes selon les différences dans l'asymétrie d'information ou la tangibilité des actifs qui sont financés.

Heider (2001) ajoute que les firmes qui font recours au financement externe pour leurs opportunités d'investissement font face au problème de sélection adverse dans la mesure où les *insiders* de la firme connaissent plus à propos des opérations de la firme que les investisseurs externes. Ces derniers anticipent le désir des *insiders* de vendre leurs actions à un prix élevé et ainsi ils réagissent négativement si les firmes annoncent l'émission de nouvelles actions. Devereux et Schiantarelli (1989) argumentent que l'émission de nouvelles actions peut être désavantageuse à cause des coûts de transaction, des raisons d'impôts et d'asymétrie d'information.

De plus, Myers et Majluf (1984) soulignent que le problème de sélection adverse est particulièrement sévère si la firme émet des actions pour financer ses investissements. Les firmes devraient émettre des dettes si elles peuvent et elles émettent des actions uniquement lorsqu'elles n'ont plus la capacité de s'endetter. Ainsi, il y a un ordre hiérarchique des instruments financiers dans lequel les dettes dominent les actions.

B. Etudes empiriques

Seetharaman et al (1999) ont examiné l'effet de la relation entre le levier et les taux marginaux d'impôt sur la propriété managériale des actions ordinaires. En particulier, ils ont étudié l'effet des taux d'impôt sur l'arbitrage entre les niveaux de la dette et la propriété managériale pour provoquer des actions managériales optimales. Jensen et Warner (1988) observent que même si la propriété managériale des actions est centrale à la gestion des coûts d'agence de la firme, les déterminants de la propriété managériale ne sont pas bien compris. En analysant l'interrelation entre les caractéristiques de la firme, les taux d'impôt et la propriété managériale, cette étude a rempli un gap important dans la littérature qui aide les investisseurs à réduire les coûts d'agence.

La littérature d’agence a prévu que la dette et la propriété managériale sont des mécanismes alternatifs pour contrôler les conflits d’agence. Les résultats empiriques sont conformes à cette proposition. Les taux d’impôt marginaux élevés sont prévus affecter de manière défavorables les incitations des investisseurs et des gestionnaires. Ceci réduit l’incitation des gestionnaires de travailler dans l’intérêt des investisseurs. Les chercheurs ajoutent un troisième élément, le coût d’agence complémentaire qui est le résultat de l’interaction entre les taux d’impôt et les dynamiques organisationnelles.

Bien que la dette et la propriété managériale aient fourni des avantages en réduisant les conflits d’agence, la déduction des intérêts de la base d’impôt constitue un facteur qui favorise les dettes. De plus, l’avantage de contrôler les problèmes d’agence avec la dette comparé à la propriété managériale augmente avec les taux marginaux d’impôt de la firme. Les auteurs argumentent que la relation inverse entre la dette et la propriété managériale devrait être sensible aux taux marginaux de la firme. En particulier, comme le taux marginal d’impôt de la firme augmente, la liaison entre le niveau de la dette et la propriété managériale s’affaiblit. A des taux d’impôt marginaux plus élevés, même si le coût relatif à la dette diminue, la réduction dans la propriété managériale fait supporter les investisseurs une part importante du coût de la dette. Ils ont constaté effectivement un taux décroissant de déclin dans le coût de la dette quand le taux marginal de l’impôt est augmenté.

Lasfer (1995) a examiné les effets de l’impôt et des coûts d’agence sur la structure du capital pour un échantillon de sociétés anglaises qui concentrent leur activité sur le marché local. Il a trouvé que les firmes ont plus de dettes à long terme dans leurs structures du capital alors que les firmes qui ne sont pas probables d’avoir des problèmes de free cash-flow ont de faibles dettes dans leur structure du capital. Ces résultats suggèrent que la dette réduit les conflits potentiels, entre les gestionnaires et les actionnaires, qui peuvent survenir de l’utilisation des ressources de la firme. Les résultats révèlent aussi que les firmes qui sont plus probables d’être diversifiées et moins sujettes à la faillite sont bien gérées. Au contraire, la relation entre le levier et la propriété managériale n‘est pas constante dans le temps et à travers les firmes. Quand les firmes sont divisées en deux catégories selon la proportion de détention des actions par les gestionnaires, les auteurs ont constaté que les firmes bien gérées sont celles qui ont une participation managériale faible.

Les effets de la fiscalité sur le levier sont observés uniquement quand les firmes sont *tax exhausted* et quand le levier est exprimé en termes de valeurs comptables pour capturer les effets à long terme. Dans un parcours à cours terme, les firmes n'ont pas répondu immédiatement aux variations dans leur situation fiscale. Les résultats suggèrent qu'à cours terme, les firmes n'ont pas changé leur structure de capital pour s'adapter aux changements dans les taux effectifs d'impôt par ce qu'elles retournent à leur situation de paiement d'impôt à long terme et elles supportent les coûts de transaction si elles changent les contrats de dettes.

§3. Les modalités de financement des investissements et la théorie de la hiérarchie des sources de financement

La préférence manifestée par les sociétés à financer les nouveaux projets en priorité par l'autofinancement, ensuite par la dette et enfin par l'émission d'actions, constitue la préférence dans l'ordre de financement, désignée dans la théorie du financement de Myers par le *Pecking order.* L'implication empirique de cette théorie est la baisse des cours des actions d'une société au moment de l'annonce d'une émission d'actions pour financer un projet. En revanche, l'autofinancement ou la dette sans risque n'affecte pas les cours.

A. Fondement théorique

Les modèles d'agence ne sont pas les seuls à proposer une explication du financement des entreprises. En effet, un autre courant de recherche important déduit ses prévisions en matière de choix de financement des effets informationnels de différents types de financement. Dans ce contexte, le travail de Myers et Majluf (1984) constitue une référence centrale en matière de finance d'entreprise. Ce modèle suppose, en effet, l'asymétrie d'informations entre le dirigeant et les investisseurs externes. Myers et Majluf (1984) en déduisent une hiérarchie des différents types de financement qui s'établit lorsque le dirigeant agit dans l'intérêt des actionnaires. Concernant ce dernier point, leur article est cependant peu explicite par rapport aux mécanismes qui assurent la convergence d'intérêts entre PDG et actionnaires. Il est simplement supposé que le cours boursier des actions influe sur le comportement du dirigeant. Ainsi, le modèle hiérarchique de Myers et Majluf (1984) repose sur l'idée selon laquelle les décisions de financement sont déterminées par le souci de la meilleure valeur actionnariale.

La hiérarchie des financements proposée par Myers et Majluf (1984) dépend de l'alignement du comportement managérial avec les intérêts des actionnaires en place.

Pour que ce modèle soit valide, il faut donc que l'espace discrétionnaire du dirigeant soit, d'une manière ou d'une autre, contraint en faveur d'une catégorie d'investisseur spécifique, à savoir les actionnaires en place. Le financement hiérarchique apparaît ainsi comme le résultat d'un environnement institutionnel bien spécifique, conçu dans l'esprit de l'optimisation de la valeur revenant aux actionnaires. En effet, lorsqu'on change l'hypothèse concernant le degré d'autonomie du dirigeant dans la réalisation de ses propres intérêts, on obtient une hiérarchie différente, comme le montrent Ravid et Sudit (1994).

Contrairement à la théorie de l'agence, le problème central de l'approche de Myers et Majluf (1984) n'est pas le conflit d'intérêts entre dirigeants et actionnaires, mais l'asymétrie informationnelle entre ces deux types de partenaires de la firme. Il en résulte une préférence systématique pour le financement interne (dans l'intérêt des actionnaires), et en cas d'autofinancement insuffisant, l'endettement est préféré à une augmentation de capital. Dans ce contexte, Myers et Majluf (1984) appellent *slack* la disponibilité des sources de financement internes et la possibilité de recourir à l'endettement. Ce *slack,* qu'on pourrait traduire par « marge de manœuvre financière», confère au dirigeant les moyens de réaliser certains projets d'investissement.

De plus, Myers et Majluf (1984) soutiennent l'idée que les firmes rentables épuisent, en premier temps, leur capacité d'autofinancement pour recourir ensuite à l'endettement. La demande de la dette (intermédiaire ou directe) est tributaire alors du niveau des fonds internes des firmes. L'entreprise doit épuiser sa capacité d'autofinancement, recourir ensuite à la dette à faible risque et enfin, comme dernière solution, émettre des nouvelles actions. Les profits affectés aux fonds propres constituent une ressource essentielle du financement de la croissance de l'entreprise. Si les entrepreneurs utilisent d'abord l'autofinancement, l'arbitrage entre le financement par dettes et celui par actions dépend, quant à lui de la différence entre les primes à payer : si la recherche d'informations fiables sur les performances de l'entreprise est plus coûteuse pour les actionnaires dispersés que pour les banques la prime à payer sur la dette sera inférieure à celle des actions. Mizruchi et Stearns (1993) ont montré pour un échantillon de firmes américaines que l'autofinancement a, toutes choses égales par ailleurs, un effet négatif sur la dette bancaire et obligataire. La proportion de la dette diminue dans le montant total des sources de fonds lorsque le niveau des fonds internes augmente, confirmant ainsi la préférence de l'autofinancement sur la dette procurée auprès des intermédiaires ou sur le marché.

Myers et Majluf (1984) stipulent aussi que, dans le cadre de la théorie de hiérarchie des sources de financement, il n'existe aucun ratio cible d'endettement bien défini. Les entreprises les plus rentables empruntent en général moins, non pas parce que leur ratio optimum d'endettement est bas, mais parce qu'elles n'ont pas besoin de fonds externes. Les entreprises les moins rentables s'endettent parce qu'elles n'ont pas suffisamment de fonds internes pour financer leurs projets d'investissement et que le financement par emprunt est au sommet de la hiérarchie des modes de financement externes.

La théorie de la hiérarchie suppose aussi que les économies d'impôt réalisées grâce aux intérêts constituent des effets secondaires. Les ratios d'endettement varient lorsqu'il y a un déséquilibre entre les flux monétaires internes, les dividendes déduits, et les opportunités d'investissement réelles. Les entreprises largement rentables et dont les opportunités d'investissement sont limitées tendent vers des ratios d'endettement faibles. En revanche, les entreprises dont les opportunités d'investissement excèdent les sources générées internes sont amenées à emprunter de plus en plus.

Vogt (1994) souligne que les théories financières sont paradoxales. En effet, la théorie de *Pecking Order* (Myers et Majluf (1984)) suggère que le financement par cash-flow crée de la valeur car il permet à la firme d'éviter d'augmenter les sources externes avec des titres de placement sous estimés et de renoncer à des sources de financement coûteuses, c'est aussi la source de financement préférée des dirigeants. Plus l'autofinancement est important, moins les dirigeants seront contraints à distribuer des dividendes supplémentaires pour convaincre les nouveaux investisseurs.

En revanche, la théorie de *free cash-flow* introduite par Jenson (1986) argumente que l'excès de cash-flow est perdu et il diminue la valeur de la firme car les gestionnaires ont des incitations personnelles d'augmenter la base des actifs de la firme plutôt que de distribuer les cash-flows aux actionnaires.

Ces deux théories ont des implications importantes pour une gestion financière efficiente. La première théorie recommande l'accumulation des cash-flows afin de minimiser les coûts de financement et de maximiser la valeur des investissements alors que la deuxième théorie suggère une politique qui encourage la distribution des cash-flows afin de minimiser les dépenses des investissements inefficientes.

B. Etudes empiriques

L'importance empirique des cash-flows a caractérisé plusieurs études économétriques portant sur la décision d'investissement dans différents pays. Les recherches analysant la motivation de financer les dépenses d'investissement par les cash-flows ont abouti à des résultats variés. La plus part des tests ont été conduits dans le contexte des modèles de q de Tobin dans lesquels le q moyen est adopté pour contrôler les opportunités d'investissement ouvertes à la firme. L'étude de Fazzari et al (1988) constitue la première étude qui a montré, pour des sociétés américaines, que le cash-flow a un effet important sur l'investissement en plus de la variable q de Tobin.

Blundell et al (1992) ont étudié l'importance de la politique financière dans la détermination du q de Tobin en appliquant un modèle standard de q de Tobin sur des entreprises anglaises durant la période qui s'étale de 1975 jusqu'à 1986. Les résultats ont montré que le q moyen ne reflète pas complètement tous les déterminants de la décision d'investissement tel que prévoit la théorie pour le q marginal. D'autres variables sont ajoutées au modèle initial à savoir le cash-flow et les ventes. Les résultats confirment les suggestions des études précédentes concernant l'importance de ces variables dans la décision d'investissement. L'inclusion de ces variables n'a pas affecté le rôle du q moyen dans la décision d'investissement.

Whited (1992) a trouvé que les firmes qui sont en contrainte financière font preuve d'une grande dépendance du cash-flow pour financer les dépenses en capital contrairement aux firmes qui ne sont pas en contrainte financière, ceci suggère que les firmes en détresse financière souffrent de contrainte financière qui entraîne un comportement selon l'hypothèse de *Pecking Order.*

Vilasuco (1997) a étendu les modèles néoclassiques et de q de Tobin afin d'inclure les cash-flows internes pour déterminer l'importance des cash-flows et des autres facteurs qui sont inclus dans les modèles d'investissement traditionnels. Les modèles estimés ont montré que les cash-flows sont relativement plus importants en expliquant les mouvements du total des investissements selon les fréquences des cycles des affaires. Cette conclusion est maintenue dans le cas où l'investissement est subdivisé en équipements et constructions.

L'importance de l'inclusion des cash-flows est prouvée en étudiant la stabilité des modèles. Les modèles néoclassiques et de q de Tobin, sans prendre compte de la variable cash-flow ne sont pas stables en réalisant un changement significatif en 1970.

Cette conclusion prouve la faiblesse de la performance de ces modèles (Bernanke et al (1988), Clark (1979)). Une fois, ces modèles sont étendus afin d'inclure les cash-flows internes, ils sont devenus stables. Ceci suggère que dans le cas où les cash-flows internes ou la liquidité sont ignorés, les modèles d'investissement ne sont pas robustes pour garantir les mouvements dans l'investissement selon les fréquences des cycles des affaires[28].

Néanmoins, ces conclusions sont mises en cause par des recherches ultérieures. A cet effet, Fabio Schiantarelli (1996) précise que dans le cas où le ratio q de Tobin constitue une mauvaise mesure des opportunités d'investissement, la significativité du cash-flow peut refléter des informations sur la profitabilité future. Ainsi les différences dans les coefficients de cash-flow à travers les firmes ne peuvent pas être interprétées uniquement comme l'incidence des problèmes de contrainte financière.

Pratap et Rendon (1998) précisent que bien que l'étude de Fazzari et al (1988) constitue l'étude précurseur de toutes les recherches, elle comporte des déficiences dues essentiellement au problème de mesure du ratio de q de Tobin. Cette mauvaise estimation de q implique que le cash-flow inclue des opportunités d'investissement de la firme qui ne sont pas saisies par le ratio q et la corrélation entre le cash-flow et l'investissement n'est pas expliquée par l'existence de contraintes de liquidité. Ils ont trouvé que la variable cash-flow inclue dans l'équation d'investissement affecte l'investissement significativement, pour les firmes classées en contrainte financière même en présence du q marginal. Toutefois, en se basant sur une mesure alternative du ratio q basée sur les prévisions des analystes portant sur la profitabilité future de la firme, Cummins et al (1997) ont trouvé que le coefficient des cash-flows n 'est pas significatif.

Le problème essentiel, en testant les contraintes financières dans les modèles de q de Tobin est que le q moyen peut être une approximation imprécise d'une unité additionnelle des investissements nouveaux. Le modèle peut être étendu et tient compte de la compétition imparfaite dans les marchés des outputs et la présence de plus d'un facteur que ceux fixés. Ceci introduit un arbitrage entre le q marginal et le q moyen qui

---

[28] Autres études ont abouti au même résultat en prouvant que les cash-flows sont significativement associés avec l'investissement tout en vérifiant l'hypothèse de la sensibilité des investissements aux cash-flows comme preuve de contrainte financière. On cite notamment celles de Devereux et Schiantarelli (1989), Huntley (1993), Vogt (1994), Bond et Meghir (1994), Hubbard et al (1995), et Chirinko et Shaller (1995).

est fonction des variables observables et les modèles de q peuvent être reformulés en tenant compte de tous ces éléments.

De même, les études de Kaplan et Zingales (1997) et Cleary (1999) ont eu des résultats contradictoires par rapport aux travaux précédents. Ces études ont prouvé que la sensibilité des cash-flows à l'investissement est plus importante pour les entreprises qui ne sont pas considérées comme étant en contrainte financière. Ils ont constaté aussi que la sensibilité significative de l'investissement au cash-flow ne fournit pas la preuve d'un coût différentiel important entre le financement interne et le financement externe.

Ainsi les études récentes ont prouvé que la corrélation positive et significative entre l'investissement et les cash-flows n'est pas justifiée par la contrainte financière; mais plutôt elle est expliquée par une mauvaise mesure de q de Tobin due à l'approximation du q marginal par le q moyen, ce qui implique que la variable cash-flow inclue des opportunités d'investissement qui ne sont pas captées par le ratio q de Tobin.

Une autre approche a été adoptée afin d'utiliser dans l'équation d'investissement le q marginal au lieu du q moyen. Cette approche consiste à prévoir les profits marginaux basés sur les variables connues par les gestionnaires. Cette stratégie peut aider à expliquer la sensibilité de l'investissement au cash-flow même après avoir tenir compte du ratio de q. Gilchrist et Himmelberg (1995) ont déterminé un proxy du ratio de q en établissant des équations de prévision de la forme VAR sur la base d'une série de données de panel. Ils ont constaté que la prise en compte du cash-flow dans la mesure du q fondamental (*fundamental q*) donne de meilleurs résultats que les mesures standards de q bien que le cash-flow affecte l'investissement pour les firmes qui ont des contraintes de financement. Cummins et al (1998) et Bond et Cummins (2000) se sont basés sur les prévisions des analystes qui sont présumées contenir une information sur la profitabilité future pour déterminer les mesures du ratio de q. Ils ont montré que les coefficients estimés relatifs à la relation de l'investissement avec cette approximation du ratio q sont dix fois plus élevés que les mesures traditionnelles.

§4. Les modalités de financement des investissements et la théorie de l'asymétrie d'information

Etudier la décision de financement dans un contexte d'asymétrie d'information consiste à analyser les inefficiences dues à l'imperfection de l'information économique et financière et à son asymétrie quant à sa répartition entre les agents internes à

l'entreprise, notamment les dirigeants, et ceux qui sont externes, en particulier les investisseurs.

A. Fondement théorique

Bellalah (1998) indique que les modèles du signal sont avancés pour expliquer la structure du capital. En effet, les dirigeants peuvent utiliser la dette pour signaler au marché la qualité de l'entreprise. Dans le modèle de Ross (1977), la rémunération des dirigeants est associée à la valeur de marché de la société. En outre, les dirigeants subissent une pénalité s'ils conduisent la société à un état de faillite.

Lorsqu'un endettement supplémentaire reflète une situation saine de la société, les dirigeants qui disposent d'une bonne information se signalent en émettant plus de dettes. Cette opération augmente la valeur boursière de la société et par conséquent les rémunérations des dirigeants. La présence d'une pénalité suffit pour dissuader les dirigeants des sociétés en difficulté à imiter le comportement des autres dans l'émission de la dette. Ce modèle est étendu par DeAngelo et Masulis (1980) et Grossman et Hart (1982). Dans ces modèles, la pénalité est suffisamment dissuasive pour empêcher les dirigeants des sociétés de moins bonne qualité à imiter ceux des sociétés de bonne qualité en matière d'endettement. Le signal avec la dette est aussi analysé par Kreps et Wilson (1982) dans un contexte d'équilibre séquentiel. Diamond (1986) montre que la défaillance aux engagements révèle la qualité de l'emprunteur, provoque l'arrêt de crédit et réduit les incitations de l'emprunteur à entreprendre les projets risqués.

Harris et Raviv (1985) proposent un modèle avec un équilibre séquentiel dans l'appel des obligations convertibles. Dans ce modèle, les dirigeants ayant une mauvaise nouvelle appellent au remboursement des obligations en forçant la conversion. Cette situation induit un transfert de richesse des obligataires vers les actionnaires. En revanche, les sociétés qui sont mieux évaluées par le marché gagnent moins en forçant la conversion d'une façon prématurée, puisque la probabilité que les obligataires convertissent d'une façon volontaire est plus élevée. Ainsi, lorsque les dirigeants agissent dans l'intérêt des actionnaires, ils retardent l'appel des obligations à la conversion en présence d'une information privée favorable. Dans cet équilibre de signal, l'appel des obligations au remboursement révèle une information privée de mauvaise qualité qui contribue à faire baisser le cours boursier de l'action.

Dans la mesure où les dirigeants sont informés de la rentabilité des projets, le choix

d'une structure de capital signale au marché l'information privilégiée relative à la situation réelle de la société. En effet, Myers et Majluf (1984) montrent que les actions de la société sont évaluées d'une façon incorrecte, lorsque le public sait que les dirigeants disposent d'une information privilégiée. Dans ce contexte, lorsque la société décide d'émettre de nouvelles actions pour financer des projets, la sous-évaluation de ses titres peut être importante.

La société peut rejeter un projet même en présence d'une valeur actualisée nette positive, c'est le problème de sous investissement. Ce dernier disparaît lorsque la société utilise des fonds internes ou des obligations sans risque pour financer le projet.

Le problème de sous investissement est moins prononcé après l'annonce par la société de l'information sur ses bénéfices. Les études de Myers, Majluf, Korajczyk (1990) et Krasker (1986) indiquent que plus le montant de l'émission d'actions, (nécessaire au financement du projet) est élevé, plus la baisse des cours est importante. Narayannan (1988) et Heinkel et Zechner (1990) montrent qu'un problème de surinvestissement apparaît lorsque l'asymétrie de l'information concerne uniquement la valeur du nouveau projet, c'est-à-dire que la société adopte des projets ayant une valeur actualisée nette négative.

Dans d'autres modèles, la structure du capital constitue un signal de l'information privée des dirigeants lorsque la décision d'investissement est fixée. Il s'agit des modèles de Ross (1977), Heinkel (1982) et Poitevin (1989). Le principal résultat des modèles de Heinkel (1982) et Poitevin (1989) est qu'une émission de la dette représente un signal positif pour le marché financier. Selon Ross (1977), la valeur de la société augmente avec son levier et l'importance des coûts de la faillite réduit la dette et la probabilité de défaut. En conséquence, la valeur de la société, son niveau d'endettement et la probabilité de faillite évoluent dans le même sens. Ainsi, la théorie de l'asymétrie d'information stipule en matière de la structure du capital q'une émission d'obligations sans risque ne présente pas d'effet sur la valeur boursière des actions alors que l'émission d'une dette risquée conduit à une augmentation du cours de l'action. Par contre, une émission d'actions dans un contexte d'asymétrie d'information conduit à une baisse des cours. Cette baisse est d'autant plus prononcée que l'asymétrie d'information est importante. De même, plus l'asymétrie d'information est élevée, plus le levier est important, une relation positive est établie entre le levier, la valeur de la société et la probabilité de faillite.

B. Etudes empiriques

Masulis (1980), Kim (1986), Dann et al (1989) confirment l'hypothèse stipulant que l'annonce d'une émission de dettes entraîne la hausse des cours. Cette hypothèse est rejetée par Dann et Mikkelson (1984). Par ailleurs, Asquith et Mullins (1986) et Smith (1986) ont confirmé l'hypothèse stipulant que l'annonce d'une émission d'actions entraîne la baisse du cours.

Les travaux de Korajczyk et al (1990) ont permis de confirmer que les sociétés profitent d'une émission d'actions lorsque l'asymétrie d'information est faible. De même, les auteurs ont confirmé que la baisse des cours est d'autant plus importante que l'asymétrie d'information est remarquable.

Conclusion

Plusieurs études théoriques ainsi qu'empiriques qui ont intégré la fiscalité dans la détermination du niveau d'endettement ont succédé les travaux de Modigliani et Miller (1958 et 1963). Ces études ont développé l'hypothèse de neutralité de la structure du capital (Modigliani et Miller (1958), l'effet de l'introduction de l'impôt sur les sociétés (Modigliani et Miller (1963), l'intégration de l'imposition personnelle (Miller (1977)), l'hypothèse de substitution de la dette et l'hypothèse de *tax exhaustion* (modèle de DeAngelo et Masulis (1980)). Les résultats obtenus des études empiriques ont été mitigés concernant la confirmation ou l'infirmation de ces hypothèses. Nous signalons que la recherche portant sur les implications fiscales dans les autres modalités de financement (autofinancement, émission de nouvelles actions ou crédit bail) est limitée relativement au financement par les dettes.

En intégrant la dimension fiscale dans la stratégie d'entreprise, Wolfson et Scholes (1992) ont adopté une optique de planification globale et ils ont mis en évidence l'importance des coûts non fiscaux. L'approche fiscale n'est pas indépendante des autres théories qui expliquent la structure du capital; et les firmes, en plus des considérations fiscales, déterminent leurs structures du capital d'une manière que les conflits potentiels des intérêts entre les gestionnaires, les actionnaires et les créanciers sont minimisés.

Certains travaux ont expliqué le niveau d'endettement par des variables liées à la nature de l'actif, à la taille et aux économies d'impôt liées à l'endettement, qui découlent de la théorie d'arbitrage. D'autres études ont intégré les variables issues de la théorie de la hiérarchie des sources de financement en plus des variables issues de la

théorie d'arbitrage (Fontaine et Njiokou (1996) et Rajan et Zingales (1995)). Ces études reconnaissent implicitement que le comportement financier est piloté simultanément par des considérations qui relèvent des deux cadres d'analyse. Ceci a conduit certains chercheurs à les opposer, pour tenter de voir laquelle de ces deux explications correspond le mieux aux observations (Shyam-Sunder et Myers (1999)) alors que d'autres (Fama et French (1997) et Opler et Timan (1996)) ont conjugué les deux cadres conceptuels pour proposer un modèle global d'explication des décisions de financement.

Le présent chapitre ainsi que le précédent, ont permis d'aborder le troisième chapitre qui traite de l'interaction entre ces deux décisions à travers l'approche fiscale et des incidences sur la valeur de la firme.

Chapitre 3 : Interaction des décisions d'investissement et des modalités de financement à travers l'approche fiscale et conséquences sur la valeur de la firme

Les travaux de Modigliani et Miller constituent le fondement de la réflexion théorique sur l'interaction des décisions d'investissement et de financement à travers l'approche fiscale. Leurs propositions ont fait l'objet de plusieurs développements aussi bien théoriques qu'empiriques menant à des contributions multiples.

La recherche portant sur l'influence de la fiscalité est orientée essentiellement vers l'arbitrage qui peut se produire entre les économies fiscales liées à la déduction des intérêts et celles à l'investissement, telles que les dotations aux amortissements (Hite (1977), DeAngelo et Masulis (1980), Dotan et Ravid (1985), Dammond et Senbet (1988), Prezas (1987) et Mauer et Triantis (1994)) (section 1).

Les répercussions de l'interaction des décisions d'investissement et de financement se reflètent sur la valeur de la firme. En l'absence d'impôt, la valeur d'une société est indépendante de sa structure du capital. Dans ce cas, la valeur d'une société endettée est équivalente à celle d'une société non endettée. Cette valeur dépend uniquement des résultats anticipés et du coût de capital. En présence d'impôt, la valeur d'une société endettée est équivalente à celle d'une société non endettée augmentée de l'économie fiscale résultant de la déductibilité de la charge d'intérêt. Dans ce contexte, le taux de rentabilité espéré net d'impôt pour les actionnaires est une fonction croissante du ratio de levier (section 2).

En prenant en compte les effets de l'impôt et de la défaillance financière, le risque de faillite semble pouvoir déterminer le montant optimum de l'endettement. En fait, la valeur d'une société endettée est égale à celle d'une société non endettée, augmentée de l'économie fiscale et amputée de la valeur actualisée des coûts de la défaillance ainsi que des autres coûts relatifs à l'imperfection du marché (section 3).

Section 1 : Interaction des décisions d’investissement et de financement à travers l’approche fiscale

Selon Modigliani et Miller (1958), dans les marchés de capitaux, les décisions d’investissement sont indépendantes des décisions de financement. Par conséquent, la politique d’investissement dépend uniquement de la disponibilité des opportunités d’investissement ayant une valeur actuelle nette positive.

Dans le modèle néoclassique d’investissement, les firmes ont un accès illimité aux sources de financement et elles investissent dans la mesure où un dollar marginal des dépenses en capital génère au moins un dollar de valeur actuelle de cash-flow (Tobin 1969). Par conséquent les firmes ayant des opportunités d’investissement excédant les cash-flows disponibles ne sont pas prévues investir moins que les firmes avec des opportunités d’investissement similaires mais avec des cash flows plus élevés (Georgen et Renneboog (2001)).

La stricte neutralité de la structure financière sur les décisions d’investissement, signalée par Modigliani et Miller (1958) et confirmée par plusieurs autres chercheurs comme Fama et Miller (1972) et Miller (1977), a pris fin avec la considération des théories financières récentes[29]. C'est en vertu de la prise en compte du caractère informationnel des différents modes de financement et de la reconnaissance de la divergence des intérêts des différents agents qu’on a pu établir, théoriquement, des relations entre la politique d’investissement et la politique de financement des firmes.

§1. L’arbitrage entre les économies d’impôt

Shabou (1997) souligne que les études de Myers (1974) et Myers et Pogue (1974) sont considérées les premiers travaux qui ont remis en cause le cadre théorique établi par Modigliani et Miller stipulant la séparation des décisions d'investissement et de financement. Ces travaux ont eu le mérite de montrer que la décision d'investissement (acceptation ou rejet des projets) affecte la structure optimale du capital et inversement l'investissement est affecté par la politique d’endettement. Néanmoins, ces travaux ne prenaient pas en considération les coûts de faillite associés à une augmentation du niveau d’endettement.

[29]Goergen et Renneboog (2001) argumentent que l’imperfection des marchés de capitaux, crée une hiérarchie entre les différentes sources de fonds de sorte que les décisions d’investissement et de financement ne sont pas indépendantes.

Des travaux ultérieurs ont remis en cause la séparation des décisions d’investissement et de financement, compte tenu des arbitrages qui peuvent se produire entre les économies fiscales entraînées par l'investissement (déductibilité des dotations aux amortissements) et celles qui résultent de la déductibilité des frais financiers. Hite (1977) a été le premier partisan de la thèse de complémentarité des différentes sources d'économies fiscales. Il a montré que le capital, le travail et l'output s'ajustent à leurs niveaux optimums pour toute variation du niveau d'endettement. En outre, plus le niveau d'endettement est élevé, plus le niveau d'investissement optimal est élevé et plus le coût d'usage du capital est faible.

L'hypothèse du lien automatique entre l’investissement et l’endettement a été par la suite non retenue par Dotan et Ravid (1985) qui ont obtenu des résultats totalement opposés à ceux de Hite (1977). Ils ont montré que l'augmentation de l’endettement augmente la probabilité des pertes comptables, réduit les économies fiscales de l'investissement, augmente le coût du capital et réduit le stock du capital optimal. Leurs résultats soutiennent les conclusions de DeAngelo et Masulis (1980) et confirment la thèse de substituabilité des différentes sources d’économies fiscales.

Prezas (1988) a fourni une approche intégrée de la théorie de la firme en optimisant simultanément les décisions financières et les décisions réelles. L’élude de Prezas diffère de celle de Hite (1977) dans la mesure où elle considère des dettes risquées et établit la causalité des décisions réelles et des décisions financières dans les deux sens. Elle diffère de celle de Dotan et Ravid (1980) par la prise en compte explicite du facteur travail et l'absence de contrainte de capacité de production sur l'output de l'entreprise.

Mauer et Triantis (1994) ont critiqué les modèles précédents à deux niveaux. D'une part, ces modèles considèrent, souvent, le lien entre les décisions d'investissement et les décisions de financement d'une manière statique. Ces décisions sont supposées être prises à un moment bien déterminé et elles sont irréversibles. D'autre part, plusieurs de ces modèles endogénisent, uniquement, soit la décision d'investissement, soit la décision de financement. Pour surmonter ces limites, Mauer et Triantis (1994) ont analysé les interactions entre les décisions d'investissement et de financement à travers un modèle multi-période où la firme gère d'une manière dynamique ses décisions d'investissement et de financement.

En faisant varier les coûts d'ajustement de la production et les coûts de recapitalisation, Mauer et Triantis (1994) ont examiné l'impact de la variation de la production et du financement sur les interactions des décisions d'investissement et de financement. Leur analyse consiste à résoudre un problème de contrôle optimal tout en ayant pour objectif la maximisation de la valeur de la firme. Les auteurs concluent que la variation de la production a un effet significatif sur les décisions de financement.

Contrairement à l'analyse traditionnelle et statique de la structure de financement (Myers 1974) qui conclue que l'avantage fiscal résultant du financement par les dettes peut affecter l'acceptation ou le rejet des projets d'investissement, les auteurs ont montré que la politique de financement a un effet réduit sur la décision d'investissement initiale et par conséquent sur la production (Shabou (1997)).

§2. Le modèle de Hayshi (1985)

Osterberg (1989) précise que la recherche a porté, dans un premier temps, peu d'attention à la relation entre la structure financière et l'investissement. La théorie de q de Tobin a été la description théorique préférée de la décision d'investissement et la littérature financière s'est concentrée sur le coût du capital, la valeur de la firme et les décisions financières. La plupart des études se basant sur le q de Tobin ont supposé que ni la valeur de marché, ni le coût du capital est affecté par la décision de financement de l'investissement (Hayashi (1982) et Abel et Blanchard (1983)).

Les recherches ultérieures ont mis en évidence l'effet des problèmes d'information, des marchés de crédit et des mécanismes de contrat entre associés sur l'investissement. Hayashi (1985) a incorporé la structure financière dans le cadre du modèle de q de Tobin. Il a montré que le choix de la politique financière de la firme dépend du niveau des profits relatifs à l'investissement. Il a constaté aussi que seulement lorsque l'investissement additionnel est entièrement financé par les dettes, la liaison entre le ratio q et l'investissement est rompue[30].

En effet dans un modèle complexe d'interaction entre la décision d'investissement et de financement, Hayashi (1985) a tenu compte des trois régimes de financement, l'autofinancement, l'endettement et l'émission d'actions nouvelles. Cependant, dans chaque régime, il y a un taux d'endettement optimal pour l'entreprise

[30] Dans le même cadre, Osterberg (1989) a étudié si la théorie de q de Tobin devait être modifiée en tenant compte de la structure financière en cherchant une relation dynamique entre la structure financière, l'investissement et le q de Tobin.

indiquant qu'elle finance toujours une partie de l'investissement, variable suivant le régime, par l'endettement.

Hayashi a établi que si les profits relatifs à l'investissement sont réduits, l'entreprise finance une partie constante de ses investissements marginaux par la dette et le reliquat par les bénéfices non distribués. Par contre, si les profits relatifs à l'investissement sont importants, une partie constante du financement marginal provient des dettes et le reste de l'émission de nouvelles actions.

Dans le cadre de ces deux régimes de financement, la relation un à un entre l'investissement optimal et le q de Tobin peut être établie. Cette relation n'existe pas dans le cas de financement des investissements marginaux par les dettes. Dans son modèle d'investissement, Hayashi (1985) a lié le q théorique avec la théorie optimale de la structure du capital. Tel qu'approuvé par Poterba et Summers (1983), la relation entre l'investissement et le q de Tobin ajusté d'impôt est vérifiée pour les régimes de l'autofinancement et de l'émission de nouvelles actions et non pas pour le régime du financement par les dettes.

L'auteur suggère que la relation entre le ratio q et l'investissement, en cas de financement par autofinancement et en cas de financement par l'émission de nouvelles actions, peut être estimée sur des données en coupe transversale pour des entreprises individuelles. Toutefois, cette estimation peut poser un problème. En effet, dans l'équation d'investissement, le terme d'erreur inclue des chocs de la fonction profit et ces chocs peuvent influencer la probabilité que la firme adopte le régime de financement concerné.

L'interaction de la décision d'investissement avec la décision de financement a été développée par Hayashi (1985) comme suit :

L'hypothèse de base consiste à ce que la firme a pour objectif la maximisation de sa valeur tout en tenant compte des actions existantes :

$$V_t \equiv p_t N_t = m_t D_t + p'_t N_t = m_t D_t + P_t N_{t+1} - P_t(N_{t+1} - N_t) = m_t X_t + m_t B_t + S_t + (m_t - 1) Y_t, S_t \equiv p'_t N_{t+1} \quad (1)$$

La maximisation de V_t s'effectue en respectant certaines conditions :

- les dividendes sont positifs $D_{t+j} \geq 0$, $Y_{t+j} \geq 0$.

- l'équation d'accumulation du capital est établie : $k_{t+j+1} = k_{t+j} + I_{t+j} \qquad (j \geq 0)$

S_t est fonction de k_{t+1} et $B_t \Rightarrow S_t = S_t(k_{t+1}, B_t)$

La formulation de la maximisation de V_t peut être exprimée comme suit :

Maximiser $m_t X_t(I_t) + m_t B_t + S_t(k_{t+1}, B_t) + (m_t - 1) Y_t$

I_t, B_t, Y_t, avec

$Y_t \geq 0$, $K_{t+1} = K_t + I_t$ et

$X_t(I_t) + B_t + Y_t \geq 0$

où $X_t(I_t) = (1-\tau_t)\pi_t(K_t, I_t) - a_t I_t - [1 + (1-\tau_t) r_{t-1}] B_{t-1}$ (2)

La dernière condition est équivalente à ce que les dividendes sont supérieurs à zéro :

$D_t = X_t(I_t) + B_t + Y_t$ (3)

En tenant compte de l'homogénéité de (K_t, L_t, I_t), l'équation de maximisation s'exprime :

Maximiser mx(i)+mb+(1+i)s[b/(1+i)]+(m-1)y

i,b,y

avec

$x(i) = ((1-\tau_t))\pi_t(i) - a_t i - [1 + (1-\tau_t) r_{t-1}] B_{t-1}/K_t$

$(i) = I_t/k_t$, $b = B_t/k_t$ et $y = p_t^{'}(N_{t+1} - N_t) k_t$

Pour résoudre le problème d'optimisation, trois régimes sont concevables :

- la firme n'émet pas de nouvelles actions (y= 0) mais elle paye des dividendes

x (i) + b + y > 0,

- la firme ne paye pas de dividendes et n'émet pas d'actions,

- la firme ne paye pas de dividende mais émet des actions.

Régime (1) de l'autofinancement

Régime 1 $\Rightarrow$ y = 0 , x (i) + b + y > 0

Le problème de maximisation de la firme est exprimé comme suit :

max mx (i) + mb + (1+i) s [b/(1+i)] (4)

i,b

La condition de premier ordre, avec respect de b (= B_t/k_t), est obtenue en établissant la dérivée partielle et en respectant b = 0.

$$m + s'(\lambda) = 0 \qquad (5)$$

λ est le ratio des dettes au capital (à la fin de la période),

$\lambda = B_t / K_{t+1} = b/(1+i)$

La dette optimale pour le régime 1

$$b_1(i) = (1+i)\lambda_1 \qquad (6)$$

λ_1 est la solution pour (5)

La fraction constante λ_1 de l'investissement additionnel est financée par les dettes.

Substituons b = b_1(i) dans l'équation (6) et en établissant la dérivée en respectant i (= I_t/k_t) = 0.

$$S(\lambda_1)/m + \lambda_1 = a - (1-\tau)\pi'(i), \qquad (7)$$

Dans le cadre de la décision financière optimale (b_1)(i), une unité additionnelle du capital augmente la dette par λ_1 dollars et tient le ratio B_t/K_{t+1} inchangé.

Ainsi, la relation de l'investissement au ratio q de Tobin (tel que dérivé par Poterba et Summers 1983) pour le premier régime se présente comme suit :

$$i = \frac{I_t}{K_t} = \beta\left(\frac{S(\lambda_1)/m + \lambda_1 - a}{1-\tau}\right) = \beta\left(\frac{P_t N_{t+1}/m + B_t}{(1-\tau_t)k_{t+1}} - \frac{a_t}{1-\tau_t}\right), \qquad (8)$$

β est la fonction inverse de $-\pi'$

<u>Régime (2) des dettes :</u>

La firme n'émet pas de nouvelles actions et ne distribue pas de dividendes.

y = 0 ; x (i) + b + y = 0

Le financement des investissements additionnels se fait par les dettes.

Dans la mesure où x (i) + b = 0, la dette optimale pour un niveau d'investissement est exprimée comme suit :

$$b_2(i) = -x(i) = ai - (1-\tau)\pi(i) + [1 + (1-\tau)r_{t-1}]B_{t-1}/K_t \qquad (9)$$

Cette équation est une fonction convexe de i car π''(i)<0 (coûts d'ajustement convexes).

Dans la mesure où les dividendes et les nouvelles actions sont égaux à zéro; la fonction objective est simplement la valeur de *l'ex-dividend equity* (1+i) s, tel qu'exprimé dans l'équation (1).

En substituant b=b_2(i) dans la fonction objective et en établissant la dérivée on obtient la condition marginale de l'investissement :

$$-\frac{s\left[b_2(i)/(1+i)\right]}{s'\left[b_2(i)/(1+i)\right]}+\frac{b_2(i)}{1+i}=a-(1-\tau)\pi'(i) \qquad (10)$$

En comparant (10) et (7) on constate que –s' a le rôle de m dans (7).

Ainsi, on ne peut pas établir de relation entre q et l'investissement car s'est inobservable.

Régime (3) de l'émission de nouvelles actions :

Les dividendes sont égaux à zéro et la firme émet de nouvelles actions :

$y > 0$; $x(i) + b + y = 0$

La fonction objective dans ce cas est la valeur de *l'ex-dividend equity* diminuée de la valeur des nouvelles actions émises.

La formulation de maximisation de V_t s'exprime :

Maximiser $x(i)+b+(1+i)s[b/(1+i)]$ (11)

La part de financement de l'entreprise dans ce régime est équivalent à la maximisation de λ+s(λ), (la valeur totale de la firme par unité de capital).

La fonction (11) correspond à la fonction (4) dans le régime (1) avec m = 1

La valeur optimale de b dans le régime 3 : $b_3(i) = (1+i)\lambda_3$ (12)

Où le ratio (dettes/capital) λ_3 est une solution pour $1+ s'(\lambda) = 0$

Le niveau optimal des actions nouvelles dans le régime 3 :

$y_3(i) = -x(i) - b_3(i)$ (13)

La condition marginale d'investissement est :

$$S(\lambda_3)+\lambda_3=a-(1-\tau)\pi'(i) \qquad (14)$$

ainsi la relation entre q et l'investissement s'établit :

$$i\equiv\frac{I_t}{k_t}=\beta\left(\frac{p_t'(V_{t+1}+B_t)}{(1-u_t)k_{t+1}}-\frac{a_t}{1-u_t}\right) \qquad (15)$$

Les variables du modèle sont définies comme suit : A est le prix des biens d'équipement,

B est la valeur de l'émission des obligations, B est égal à B_t/K_t, C est le taux d'impôt sur les gains en capital, D est le versement total des dividendes, F est la fonction de production, I est l'investissement, i est égal à I_t/K_t, L est la variable des inputs, K est le stock de capital, M est égal à (1-θ)/(1-c), N est le nombre d'actions émises, P est le prix d'action coupon attaché, p' est le prix d'action coupon non attaché, r est le taux des obligations, S est la valeur des actions de la firme à coupon non attaché, $p_t' N_{t+1}$, S est égal à S_t/K_t, U est la valeur de marché d'une firme non endettée, V est la valeur des actions de la firme à coupon attaché, $p_t N_t$, X est le cash flow net, $(1-\tau_t)\Pi_t - a_t I_t - [1+(1-\tau_t)r_{t-1}]B_{t-1}$, X est égal à X_t / K_t, Y est la valeur de l'émission de nouvelles actions, $p'_t(N_{t+1}-N_t)$, Y est égal à Y_t/K_t, β est la fonction inverse de -π, γ est le coût de faillite par unité de capital, λ est le ratio de dettes sur capital, B_t / K_{t+1}, θ est le taux d'imposition des dividendes, Π sont les profits avant impôt, π est égal à Π_t/ K_t et τ est le taux d'imposition de la firme.

§3. Intégration des modalités de financement dans le choix des investissements

Intégrer l'effet des modalités de financement dans la sélection des opportunités d'investissement impose d'adapter les critères de choix en ajustant la V.A.N ou le taux de rentabilité.

A. La valeur actuelle nette ajustée

Ce critère consiste à évaluer les projets en distinguant une V.A.N, de référence, puis une valorisation actuelle des différents effets induits par le financement. La règle de décision demeure alors identique au critère traditionnel : on accepte un projet si sa V.A.N ajustée est positive, et s'il existe plusieurs projets en concurrence, on accepte celui dont la V.A.N ajustée est la plus grande. La valeur économique d'un investissement, où la V.A.N de base, est obtenue à partir des flux économiques à dette nulle, sont équivalents à ceux d'un financement par les ressources propres actualisés au taux de rentabilité exigé par les investisseurs pour un tel niveau de risque. Chaque effet induit par l'endettement est valorisé individuellement. Brealey et Myers (1981) recensent au moins trois incidences de l'emprunt : des frais d'émission qui pèsent

négativement sur le calcul, des financements spéciaux et la déductibilité des intérêts qui contribuent à accroître la valeur ajustée[31].

$VAN ajustée = \sum_{t=0}^{n} \frac{F_t}{(1+r)^t} + \sum_{0}^{n} \frac{EI^{(+)} - EI^{(-)}}{(1+r)^t}$, avec F sont les flux économiques à dette nulle, r est le taux de rendement exigé, n est la durée de vie de l'investissement et EI sont les effets induits, positifs ou négatifs, du recours à la dette.

Un élément essentiel à prendre en considération dans ce calcul est la contribution de chaque investissement à la capacité d'emprunt de la firme, qui augmente avec le volume des actifs de l'entreprise. Cependant, devant la difficulté de mesure des différents effets induits, hors économies fiscales de l'endettement, une autre méthode vise essentiellement le taux d'actualisation

B. Le taux de rendement ajusté

La valeur actuelle ajustée d'un investissement peut s'obtenir avec un unique calcul d'ajustement du taux d'actualisation (r^*) tel qu'il reflète les effets induits de l'endettement.

$$VANajustée = \sum_{t=0}^{n} \frac{F_t}{(1+r^*)^t}$$

Deux approches ont été proposées comme méthode d'ajustement du taux de rentabilité exigé. La première a été proposée par Modigliani et Miller (1963) et (1966). Les chercheurs ont démontré que la valeur d'une firme endettée est la somme de la valeur d'une firme non endettée appartenant à la même classe de risque, et des économies fiscales. De la même manière, la valeur actuelle ajustée d'un projet d'investissement est la somme de sa V.A.N calculée pour un financement par fonds propres, et des économies fiscales additionnelles de l'endettement.

Le taux de rendement requis net de l'impôt (r^*) est égal :

$$r^* = (1 - \tau_C L^*) K_a \; avec \; r^* = (1 - \tau_C) \frac{\overline{dX}}{dI}$$

avec L est la proportion de l'investissement qui est financée par des ressources ouvrant droit à la déductibilité fiscale.

Le coût du capital ajusté (r^*) ainsi obtenu n'est correct que sous certaines hypothèses : les investissements concernés sont ceux destinés à accroître l'échelle de la firme, ce

---

[31]Voir Cavalier, (1994), « Evaluation et finance des entreprises : application à l'activité de capital risque » Edition LGDJ.

qui justifie l'accroissement induit d'une capacité d'emprunt *(L = dD / dI)*; les cash flows engendrés sont supposés perpétuels, et il y a prise en compte uniquement de l'effet induit par la déductibilité des charges financières.

La seconde méthode d'ajustement du taux de rendement s'appuie sur la notion de coût moyen pondéré du capital. Elle énonce que le coût du capital ajusté (r^*) est une moyenne du coût des capitaux propres et des capitaux empruntés, pondérée par les poids respectifs de ces modalités de financement dans la structure financière. Le coût ajusté des économies fiscales induites :

$$r^* = K_D(1-\tau_C)\frac{D}{V} + K_S\frac{S}{V}.$$

§4. Revue de littérature empirique

Sur le plan empirique, deux catégories de travaux ont étudié les interactions entre les décisions d'investissement et de financement. La première catégorie de modèles, s'intéresse à l'interdépendance des décisions d'investissement, de financement et de distribution de dividende, alors que, la deuxième catégorie s'intéresse aux interactions entre les décisions d'investissement, de financement et de production.

Dans le cadre des modèles d'interdépendance des décisions d'investissement, de financement et de distribution de dividende, deux catégories de modèles ont été retenues: les modèles à équations simultanées et les modèles d'ajustement partiel. La première catégorie englobe les modèles de Dhrymes et Kurz (1967), Mc Donald-Jacquillat et Nussembaum (1975), Fama (1974), McCabe (1979) et de Peterson et Benesh (1983). La deuxième catégorie inclut les travaux de Spies (1974), Taggart (1977) et de Jalivand et Harris (1983).

Dhrymes et Kurz (1967) ont soutenu l'hypothèse stipulant que les décisions d'investissement, de financement et de distribution de dividende sont interdépendantes et devraient être examinées dans le cadre d'un modèle à équations simultanées. Selon ces auteurs, le problème majeur de l'entreprise consiste à fournir les fonds à partir du profit, de nouvelles dettes ou à partir de capitaux propres et leur répartition entre distribution de dividende et de nouveaux investissements. Leur modèle d'interdépendance se résume à trois équations, dans lesquelles les variables endogènes sont respectivement le dividende, l'investissement et le financement externe.

McDonald et al (1975) ont étendu le modèle initial de Dhrymes et Kurz. Ils ont utilisé dans leur modèle le profit courant, l'investissement, le financement externe et le dividende retardé comme variables explicatives. Le modèle de l’investissement ne semble pas se référer à une théorie explicative de l’investissement. Ils ont retenu quatre variables explicatives (variation des ventes, profit avant impôt, fonds de roulement net et dettes à long terme) dont chacune représente une théorie explicative de l'investissement. Des régressions en coupes transversales, ont été réalisées sur un échantillon d’entreprises industrielles françaises pour la période de 1962 jusqu’à 1968. Les résultats ont montré que le dividende retardé est la seule variable significative dans le modèle de dividende. En outre, le signe du coefficient de l'investissement dans l'équation du dividende et celui du coefficient du dividende dans l'équation de l'investissement n’ont pas été inverses comme cela était le cas dans le modèle de Dhrymes et Kurz, en passant de l'estimation simple par les moindres carrés à une estimation simultanée par les doubles et les triples moindres carrés.

En utilisant des données en série chronologique pour un échantillon de sociétés américaines, pendant la période de 1946 à 1966, Fama (1974) a procédé à la sélection du meilleur modèle explicatif de l’investissement et du dividende en se basant sur la capacité prédictive du modèle choisi. Ensuite, il a apprécié la capacité prédictive de ces modèles en les estimant simultanément. Les résultats ont montré que l'estimation simultanée de l’investissement et du dividende n’améliore pas la capacité de prédiction des valeurs obtenues à partir de ces deux modèles. De plus, Fama a constaté que le dividende a eu un effet négatif sur l’investissement seulement pour 40% des régressions effectuées ce qui lui a permis de confirmer l’hypothèse d’indépendance des décisions d'investissement et de financement proposée par Modigliani et Miller (1958).

L’étude de Fama (1974) a fait l’objet de plusieurs critiques de la part de McCabe (1979) qui argumente que dans le cadre de séries chronologiques, les modèles gardent la même structure. Il ajoute que des modifications fiscales, portant notamment sur l’amortissement accéléré et le crédit d’impôt à l’investissement ont eu lieu pendant la période de l’étude de Fama et qui n’ont pas été prises en compte. En utilisant une approche transversale durant la période étalée de 1966 à 1973, McCabe (1979) a corroboré l’hypothèse de l'interdépendance des décisions d'investissement, de financement et de distribution des dividendes.

Dans le même cadre, Peterson et Benesh (1983) ont vérifié l'hypothèse d'interdépendance suivant deux approches distinctes. La première approche consiste à estimer le modèle selon des coupes transversales pour chacune des cinq années de l'étude (1975-1979) tout en utilisant des équations simultanées. La deuxième approche consiste à utiliser les équations structurelles et la méthode Zellner. Les résultats de ces deux approches montrent que les décisions de financement ont un impact significatif sur les décisions d'investissement. En rejetant l'hypothèse d'indépendance, les auteurs ont conclu que les imperfections du marché sont suffisamment importantes pour justifier la simultanéité des décisions d'investissement et de financement

Les modèles empiriques d'interaction des décisions d'investissement, de financement et de production à travers l'approche fiscale ont été centrés autour de l'hypothèse de corrélation positive entre l'investissement et les dettes additionnelles (comme prévue par Myers (1974) et Hite (1977)) ou de corrélation négative pour des raisons fiscales (DeAngelo et Masulis (1980) et Dotan et Ravid (1985)). Cette hypothèse a été testée, dans un premier temps, par Bowen et al (1982) qui, en utilisant des données sectorielles, trouvent des coefficients de corrélation négatifs entre le ratio d'endettement moyen et la moyenne des économies fiscales non liées à la dette ce qui corrobore les prédictions de DeAngelo et Masulis (1980). Boquist et Moore (1984) ont testé cette hypothèse au niveau des entreprises individuelles. Ils ont standardisé la mesure de l'économie fiscale non liée à la dette par le profit avant amortissement intérêt et impôt tout en prenant en compte seulement les dettes financières. Les résultats constatés sont opposés à ceux de Bowen et al (1982), dans la mesure où les coefficients de corrélation entre les ratios d'endettement et les économies fiscales non liées à la dette sont généralement non significatifs et ils ont souvent des signes opposés aux prédictions de DeAngelo et Masulis (1980).

Mandelker et Rhee (1984) ont testé l'hypothèse de DeAngelo et Masulis (1980) en étudiant l'impact du levier d'exploitation et du levier financier sur la valeur de la firme. A cet effet, ils ont examiné, en premier lieu l'impact simultané de ces deux leviers sur le risque systématique de l'action ordinaire de l'entreprise. Ensuite ils ont analysé la relation entre le levier financier et le levier d'exploitation en estimant leur effet combiné sur le risque systématique.

En étudiant les déterminants de la structure du capital, Bradley, Jarrel et Kim (1984) ont appliqué des régressions en coupe transversale pour la période observée de 1962 à 1981. Les résultats ont montré que les économies fiscales non liées à la dette mesurées

par le rapport de la somme des dotations d'amortissement annuelles et des crédits d'impôts à l'investissement par la somme des gains annuels avant amortissement, intérêt et impôt sont positivement liées au ratio d'endettement. Ce résultat a accru le doute quant à la validité de l'hypothèse de substitution de la dette telle que présentée par DeAngelo et Masulis (1980) et suggère, en revanche, que les entreprises qui investissent lourdement dans des actifs corporels et qui génèrent des amortissements élevés ont tendance à emprunter à des taux d'intérêt faibles et par conséquent, à avoir des ratios d'endettement élevés.

Tout en utilisant l'analyse factorielle, Titmann et Wessels (1988) ont abouti à des résultats non homogènes. En effet, le coefficient de l'économie fiscale non liée à la dette dans le modèle semble dépendre de la définition des variables utilisées et il est selon le cas positif ou négatif. En revanche, Long et Malitz (1985) ont observé que les économies fiscales sont négativement liées aux investissements en recherche et développement et en dépenses de publicité alors qu'elles ont une relation positive avec les investissements en actifs corporels.

Dans ce même cadre, l'apport de l'étude de Mackie et Mason (1990) se présente à deux niveaux. Le premier apport consiste à l'approche poursuivie qui est basée sur l'étude du financement additionnel et non le ratio dettes/capitaux utilisé dans les études précédentes et représentant le résultat cumulé de plusieurs décisions de financement séparées dans le temps, ce qui a conduit souvent à des résultats erronés concernant l'effet de la décision de financement sur le taux d'imposition marginal. Le deuxième apport consiste au résultat obtenu qui prouve que les économies fiscales non liées à la dette ont un effet non négligeable sur le taux d'imposition marginal des entreprises et que ce dernier affecte la décision de financement. Néanmoins, l'effet sur la décision de financement diffère d'une source d'économie fiscale à une autre.

Par ailleurs, Barclay et Smith (1995), en étudiant cinq modes de financement à savoir le crédit leasing, les dettes garanties, les dettes classiques, les dettes subordonnées et les actions privilégiées pour la période étalée de 1981 à 1991, parviennent à des résultats mitigés. En effet, ils ont trouvé que les firmes qui génèrent de larges économies fiscales non liées à la dette recourent plus que les autres au crédit leasing ce qui confirment les prédictions de l'hypothèse de substitution. Néanmoins, ces firmes n'émettent pas, comme prévu, plus de dettes garanties et moins de dettes subordonnées, mais elles font plutôt recours aux actions privilégiées[32].

[32] Cette revue de littérature est illustrée de celle présentée par Shabou (1997).

Section 2 : Impact de la fiscalité sur la valeur de la firme

Lorsque certaines hypothèses dans le modèle de Modigliani et Miller (1958) sont délaissées, le principe de la neutralité des décisions de financement peut être remis en cause. Une fois, ce principe n'est pas vérifié, une perte de valeur de la société peut être observée. C'est la raison pour laquelle plusieurs courants de pensée mettent en lumière les raisons de la non neutralité du mode de financement sur la valeur de la firme. Les récents développements ont analysé l'effet des distorsions fiscales, des coûts de faillite et d'agence sur la valeur de la firme.

§1. Hypothèse de neutralité en absence de fiscalité

Selon l'approche de Modigliani et Miller (1958), en cas d'absence de fiscalité, la valeur de l'entreprise est indépendante de son mode de financement puisqu'une augmentation de l'endettement s'accompagne d'une amplification des risques. Cette hausse du risque conduit les actionnaires à exiger une rentabilité plus élevée de façon à ce que leur richesse demeure constante.

La démonstration de Modigliani et Miller reposait sur un processus d'arbitrage qui élimine tout avantage à la dette ou à l'action et permet ainsi de maintenir une situation d'équilibre caractérisée par la neutralité de la dette.

Selon ce modèle $V_U = V_L$

avec $VL = SL + D$

$V_U = S_U$

Où V_U est la valeur de marché de l'entreprise non endettée U,V_L est la valeur de marché de l'entreprise endettée L, D est la valeur de marchande de la dette,S_U est valeur de marché des actions de l'entreprise U et S_L est la valeur de marché des actions de l'entreprise L.

La valeur de l'entreprise est dépendante de la capitalisation de son revenu à un taux correspondant à sa branche d'activité. Soit: $V = \frac{E(RNE)}{k_a}$

§2. Effet de l'impôt sur les sociétés

La prise en considération de l'impôt sur les sociétés conduit certains dirigeants à préférer l'endettement à un financement par les capitaux propres. Ce résultat est fondé sur la déductibilité des frais financiers de l'assiette fiscale dans la mesure où cette

déduction est assimilable à une subvention que l'État accorde à la société endettée. Dans ce contexte, la valeur d'une société endettée est égale à celle d'une société équivalente non endettée augmentée de la valeur actuelle de l'économie d'impôt associée à l'endettement.

Il résulte que la valeur de l'entreprise s'accroît lorsque le niveau d'endettement augmente. Cette augmentation de la valeur est proportionnelle au taux d'imposition car chaque unité monétaire supplémentaire de dettes fait augmenter la valeur de la firme d'une proportion égale au taux d'imposition.

Si on revient aux situations respectives des deux entreprises U et L et si on désigne par T le taux de l'impôt sur les sociétés[33], on a alors:

$X_U = E\ (BAII)(1\text{-}T)$

et $X_L = E(BAII\text{-}rD)(1\text{-}T) + rD$

avec X_U et X_L sont les montants des rémunérations des fournisseurs des fonds respectifs des entreprises U et L.

La valeur marchande de U sera égale à la capitalisation de son revenu X au taux k_{aU}:

$$V_U = \frac{X_U}{k_{aU}}$$

$$= \frac{E(BAII)(1-T)}{k_{aU}}$$

Pour détermine V_L, il importe de savoir à quel taux les composantes de X_L seront capitalisées. Si on arrange légèrement l'expression de X_L, on aura:

$X_L = E\ (BAII\text{-}rD)(1\text{-}T) + rD$

$= E\ (BAII)\text{-}\ rD\text{-}\ E\ (BAII)\ T + rDT+rD$

$= E\ (BAII)(1\text{-}T) + rDT$

$= X_U + rDT$

On applique alors le taux de capitalisation des fonds propres k_{aU} pour le terme X_U et pour le terme rDT on utilise r[34]. La valeur de l'entreprise L sera égale alors à:

[33] Voir Cobbaut (1994)), «Théorie financière», 3ème édition, Economica.

[34] On suppose ici que r égalise le taux sans risque. Toute sorte de dettes est supposée au taux sans risque.

$$V_L = \frac{X_U}{K_{aU}} + \frac{rDT}{r}$$

$$= V_U + DT$$

Dés lors, en présence d'impôt sur les sociétés, on aboutit, en se référant à Modigliani et Miller (1963), à ce que la valeur de l'entreprise endettée est égale à celle de l'entreprise qui ne l'est pas, augmentée d'une économie d'impôt égale au produit du taux d'imposition et du montant des dettes. Soit: DT.

Dans cette perspective, Modigliani et Miller (1963) ont montré que la firme a intérêt à s'endetter que d'émettre de nouvelles actions et ce pour bénéficier des économies d'impôt relatives à la déductibilité des intérêts.

Sur le plan empirique, Fama et French (1998) ont étudié la relation de la valeur de la firme avec les intérêts relatifs aux dettes, les dividendes et une approximation de la valeur de la firme non endettée mesurée par des variables de contrôles incluant le profit courant, les actifs et les dépenses de recherches et développements. Contrairement aux prévisions, les auteurs ont observé une relation négative entre les intérêts et la valeur de la firme. Ils ont interprété ce résultat par une mauvaise approximation de la valeur de la firme non endettée. Néanmoins, Kemsley et Nissim (2002), tout en inversant le modèle estimé pour des données américaines durant la période de 1963 jusqu'à 1993, ont conclu que l'économie d'impôt contribue à la valeur de la firme[35].

Waegenaere et al (2003) ont montré que le report des pertes fiscales a un effet direct et indirect sur la valeur de la firme. Le report de perte fiscale affecte directement la valeur de la firme dans la mesure où une partie du résultat futur est non soumise à l'impôt. De plus, le report des pertes peut faire supporter la firme des coûts en cas de perte d'opportunités d'investissement exerçant ainsi un effet indirect sur la valeur de la firme mesurée par la réduction du *market to book ratio.*

§3. Effet de l'imposition personnelle

La position de Modigliani et Miller (1963) n'a pas été partagée par Miller (1977) lorsque l'impôt sur le revenu des investisseurs est pris en compte. En effet, Miller montre que la fiscalité des personnes est un paramètre fondamental lors de l'analyse de la structure du capital.

[35]Dans son étude théorique de l'effet de la fiscalité sur la finance de l'entreprise, Graham (2003) souligne que l'étude de Kemsley et Nissim (2002) devrait être interprétée avec prudence.

Selon Miller, la valeur d'une société endettée peut être supérieure, inférieure ou égale à celle d'une société identique non endettée. Le résultat dépend de la relation entre le taux d'impôt sur les sociétés, le taux d'imposition des dividendes et la fiscalité obligataire.

La taxation des revenues des personnes physiques diffère selon qu'il s'agit de revenus provenant d'actions ou qu'il s'agit de ceux provenant d'obligations[36].
Désignons alors par:

T_{PA}: taux d'imposition des revenus provenant d'actions.

T_{PO}: taux d'imposition des revenus provenant d'obligations.

La valeur d'une entreprise non endettée U est égale: $V_U = \frac{E(BAII)(1-T)(1-T_{PA})}{k_{aU}}$

Quant à la valeur d'une entreprise endettée, sa détermination nécessite l'expression des revenus allant aux actionnaires ainsi que celle des revenus allant aux obligataires ou préteurs.

Le flux de liquidité net d'impôt allant aux actionnaires est:

$E\ (BAII\text{-}rD)(1\text{-}T)(1\text{-}\ T_{PA})$

Le flux de liquidité net d'impôt allant aux préteurs est: $rD(1\text{-}\ T_{PO})$

En additionnant les deux termes, on aboutit à la rémunération totale des fournisseurs du capital de l'entreprise, soit:

$E\ (BAII\text{-}rD)(1\text{-}T)(1\text{-}\ T_{PA}) + rD(1\text{-}\ T)$ équivalent à

$E\ (BAII)(1\text{-}T)\ (1\text{-}\ T_{PA})\text{-}rD(1\text{-}T)\ (1\text{-}\ T_{PA}) + rD(1\text{-}\ T_{PO})$ équivalent à

$E\ (BAII)(1\text{-}T)\ (1\text{-}\ T_{PA})+rD[(1\text{-}\ T_{PO})\text{-}(1\text{-}T)\ (1\text{-}\ T_{PA})]$

Pour déterminer alors la valeur de l'entreprise endettée, il convient de capitaliser le premier terme au taux k_{aU} et pour le deuxième terme qui traduit le gain du levier dont bénéficie l'entreprise, il sera capitalisé au taux sans risque k_d.

$$V_L = \frac{E(BAII)(1-T)(1-T_{PA})}{k_{aU}} + \frac{rD[(1-T_{PO})-(1-T)(1-T_{PA})}{k_d}$$

[36]Voir Cobbaut (1994), «Théorie financière», 3ème édition, Economica.

Après le calcul, on trouve:

$$V_L = V_U + [1-\frac{(1-T)(1-T_{PA})}{(1-T_{PO})}]\ D'$$

D'est la valeur de capitalisation des dettes. Elle est égale:

$$D' = \frac{rD(1-T_{PO})}{k_d}$$

Ainsi, suite à l'examen de l'expression de V_L, l'introduction de l'imposition personnelle permet de déterminer le gain de levier $G_{L'}$ relatif au financement par endettement. Soit:

$$G_L' = [1-\frac{(1-T)(1-T_{PA})}{(1-T_{PO})}]\ D'$$

Suivant la conception de Modigliani et Miller (1963), on avait $G_L = V_L - V_U = TD$. On remarque alors que G'_L peut être différent de G_L. Tout dépend de la combinaison des taux d'imposition T, T_{PA}, T_{PO}. En réalité, plusieurs cas peuvent se présenter:

Le gain de levier relatif à l'endettement est inexistant

On se rend compte que cette situation ne peut être envisagée que si on a:

$(1-T)(1-T_{PA})=(1-T_{PO})$

On ajoute aussi que cette situation peut se présenter si tous les taux d'imposition sont nuls[37]. On a alors $G'_L= 0$.

L'endettement ne procure donc aucun avantage à l'actionnaire. C'est la situation d'équilibre.

Le gain de levier est égale à TD'

Lorsque les taux d'imposition des revenus des actions et des obligations sont identiques, soit: $T_{PA} = T_{PO}$; le gain de levier devient:

$G'_L = [1-(1-T)]\ D' \Leftrightarrow G'_L = TD'$

Ce résultat confirme les apports de Modigliani et Miller (1963)[38] car l'avantage des actionnaires ne correspond, selon Valhein (1981), qu'à l'augmentation de la valeur de l'entreprise de la proportion TD'.

[37]Dans ce cas particulier, on fait allusion à l'hypothèse d'absence de fiscalité dans la démonstration de Modigliani et Miller (1958).

[38]Surtout lorsque $T_{PA}=T_{PO}=0$; car Modigliani et Miller (1963) n'ont pris en considération que l'existence de l'impôt sur les sociétés.

On peut constater alors d'après ce qui précède que le gain de levier, en présence de la fiscalité personnelle, est maximum dans le cas où le taux d'imposition des revenus des actions est égal à celui des revenus d'obligations ($T_{PA} = T_{PO}$). Soit:

$G'_L = TD'$

Le gain de levier est inférieur à TD' :

Lorsqu'on a $T_{PA} < T_{PO}$, le gain dû au financement des investissements par endettement s'avère inférieur à la proportion TD'. Soit: $G_{L'} < TD'$.

De ce fait, comme l'a remarqué Valhein (1981), Miller (1977) affirme que l'avantage relatif à la déductibilité des intérêts, dont bénéficient les propriétaires de l'entreprise endettée est compensé par l'impôt, plus important, qu'ils doivent acquitter sur leur revenu des obligations.

Cette analyse montre, d'une part, que les entreprises s'endettent de façon à ce que les individus imposés à un taux inférieur ou égal au taux d'impôt sur les sociétés, souscrivent aux obligations et les autres souscrivent aux actions. Elle suggère, d'autre part, que lorsque l'investisseur est imposable à un taux identique à la société, celle-ci est indifférente quant au choix de sa structure du capital. Cette conclusion s'apparente à celle de Modigliani et Miller en l'absence de fiscalité.

Collins et Kemsley (2000) ont amélioré le modèle résiduel d'évaluation des revenus des actions en tenant compte d'une triple imposition : l'imposition au niveau de la société, l'imposition des dividendes et l'imposition des gains en capital. L'analyse empirique effectuée sur un échantillon de sociétés américaines durant la période de 1995-1998 a montré que l'imposition des dividendes et des gains en capital réduit l'évaluation implicite des investisseurs de la proportion des bénéfices réinvestis. Par ailleurs, l'imposition des dividendes réduit l'évaluation de la proportion des bénéfices distribués en dividendes alors que l'imposition des gains en capital ne le permet pas. De même, l'imposition des dividendes réduit l'évaluation des bénéfices retenus en actions alors que l'imposition des gains en capital ne le permet pas aussi.

Ces résultats suggèrent que les bénéfices réinvestis semblent être soumis à une triple imposition : au niveau de la firme et imposition des dividendes et des gains en capital. Par contre, en distribuant des dividendes, l'imposition des gains en capital est éliminée et les actionnaires perçoivent une richesse nette contrairement à ce qui est communément supposé subir une pénalité d'imposition.

§4. Convergence de l'approche de Modigliani et Miller et du modèle d'évaluation des actifs financiers

La convergence de la théorie de Modigliani et Miller et celle du modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF) a été montrée pour la première fois par Hamada (1969). Ces deux approches se basent sur les hypothèses définissant un marché parfait des capitaux. L'étude de cette convergence est effectuée, dans un premier temps, en faisant abstraction de la fiscalité et en deuxième lieu en tenant compte de sa présence[39].

Dans le cadre du MEDAF, il y a lieu de vérifier le principe de neutralité de Modigliani et Miller (1958). Il convient alors de montrer, à travers le MEDAF, que la valeur d'une entreprise est indépendante de sa structure financière, ce qui correspond à une égalité entre la valeur d'une entreprise non endettée U et celle d'une entreprise endettée L.

Rappelons que E(Y) est le montant espéré du revenu net d'exploitation avant intérêt et impôt, V_U est la valeur de marché de l'entreprise non endettée U, V_L est la valeur de marché de l'entreprise endettée L, D est la valeur marchande de la dette, S_U est la valeur de marché des actions de l'entreprise U, S_L est la valeur de marché des actions de l'entreprise L et r est le taux d'intérêt sans risque.

On a : $V_L = S_L + D$

$V_U = S_U$

Les revenus attendus des fonds propres de l'entreprise U est :

$$E(R_U) = \frac{E(Y)}{S_U} \;;\quad E(R_L) = \frac{E(Y) - rD}{S_L}$$

Selon la relation d'équilibre du MEDAF, on a :

$$E(R_U) = \frac{E(Y)}{S_U} = r + \lambda \operatorname{cov}(R_U, R_M) \qquad (1)$$

$$E(R_L) = \frac{E(Y) - rD}{S_L} = r + \lambda \operatorname{cov}(R_L, R_M) \qquad (2)$$

Avec $\lambda = \dfrac{E(R_M) - r}{\sigma^2(R_M)}$

[39] Voir Cobbaut (1994), «Théorie financière», 3ème édition, Economica.

De (1) et (2) on tire l'expression de E(Y). On a:

$S_U [r + \lambda \text{ cov } (R_U, R_M)] = S_L [r + \lambda \text{ cov } (R_L, R_M)] + rD$

$$= S_L [r + \lambda \text{ cov } (R_L, R_M) + \frac{rD}{S_L}]$$

$$= S_L [r + \lambda \text{ cov } (R_L, R_M) + r (1+\frac{D}{S_L}) \qquad (3)$$

Or on a:

$$\text{cov } (R_U, R_M) = E[\frac{Y}{S_U} - E(\frac{Y}{S_U})) (R_M – E(R_M))$$

$$= \frac{1}{S_U} \text{cov } (Y, R_M) \qquad (4)$$

De même $\text{cov } (R_L, R_M) = \frac{1}{S_L} \text{cov } (Y, R_M)$ (5)

On reporte ces valeurs dans l'équation (3); on a alors :

$$S_U [r + (\lambda/S_U) \text{ cov } (Y, R_M)] = S_L [(\lambda/S_L) \text{ cov } (Y, R_M) + r (1+\frac{D}{S_L})] \qquad (6)$$

$$S_u r + \lambda \text{ cov } (Y, R_M) = S_L r (1+\frac{D}{S_L}) + \lambda \text{cov } (Y, R_M) \qquad (7)$$

$$S_u r = S_L r (1+\frac{D}{S_L}) \qquad (8)$$

En simplifiant par r, on a: $S_U = S_L + D$ (9)

D'où, en l'absence de fiscalité, on trouve $V_U = V_L$. (10)

La valeur d'une entreprise endettée égalise celle d'une entreprise qui ne l'est pas. D'où, la valeur d'une entreprise est indépendante de sa structure du capital ce qui confirme la première proposition de Modigliani et Miller (1958).

L'introduction de l'impôt sur les sociétés modifie les équations de base, déjà déterminées ci-dessus, par la multiplication de E(Y) par le terme (1-T).

En effet, en présence d'impôt, on a:

$$E (R_U) = \frac{E(Y)(1-T)}{S_U} = r +\lambda \text{ cov } (R_U, R_M) \qquad (11)$$

$$E(R_L) = \frac{E(Y - rD)(1-T)}{S_L} = r + \lambda \operatorname{cov}(R_L, R_M) \qquad (12)$$

Avec T = taux d'impôt sur les sociétés

Et $\lambda = (E(R_U)-r)/\sigma^2(R_M)$

L'équation (11) peut s'écrire autrement:

$$\frac{E(Y)(1-T)}{S_U} = r + \lambda \operatorname{cov}(R_U, R_M)$$

$$= r + \lambda \operatorname{cov}\left(\frac{Y(1-T)}{S_U}, R_M\right)$$

$$\Leftrightarrow E(Y)(1-T) = rS_U + \lambda(1-T) \operatorname{cov}(Y, R_M) \qquad (13)$$

Pour l'équation (12):

$E(Y)(1-T) - rD(1-T) = S_L r + S_L \lambda \operatorname{cov}(R_L, R_M)$

$$= S_L r + S_L \lambda \operatorname{cov}\left(\frac{(Y - rD)(1-T)}{S_L}, R_M\right)$$

$$= S_L r + S_L \lambda \frac{(1-T)}{S_L} \operatorname{cov}((Y-rD), R_M)$$

$$= S_L r + \lambda (1-T) \operatorname{cov}(Y, R_M) \qquad (14)$$

En combinant les deux équations (13) et (14), on obtient:

$rS_U + \lambda (1-T) \operatorname{cov}(Y, R_M) - rD(1-T) = S_L r + \lambda (1-T) \operatorname{cov}(Y, R_M)$

$rS_U - rD(1-T) = S_L r$

$S_U - D(1-T) = S_L$

$S_U - D + DT = S_L$

$S_U + DT = S_L + D$

Comme par définition on a $V_U = S_U$ et $V_L = S_L + D$ d'où $V_L = V_U + DT$

Ainsi la relation de base de Modigliani et Miller (1958) dans la quelle on tient compte de la fiscalité est démontrée.

§5. Effet clientèle des dividendes

Les dividendes constituent une composante importante de la rentabilité et un élément fondamental dans l'évaluation des entreprises par le marché. Dans un marché efficient sans impôt et sans coût de transaction, les dividendes n'ont pas d'effet sur la valeur de la société.

Modigliani et Miller (1961) ont montré que la politique des dividendes n'a pas d'impact sur la richesse des actionnaires dans les cas suivants :

- les marchés sont efficients;

- la politique d'investissement de la société est constante;

- les plus-values et les dividendes sont imposés au même taux;

- les investisseurs sont rationnels;

- les dividendes ne véhiculent aucune information au marché concernant la situation réelle de la société.

En utilisant ces hypothèses, une augmentation du dividende par action conduit à une baisse équivalente des cours de façon à ce que la richesse des actionnaires demeure inchangée. L'ajustement s'effectue au niveau du nombre des actions.

En désignant par V_t la valeur de marché de la société à l'instant t,

$V_{te} = [D_{t+1} + n_t(S_{t+1})] [1/(1 + r_{t+1})]$ (1),

avec D_{t+1} est le montant du dividende en t +1, n_t est le nombre d'actions dans le capital de la société, S_{t+1} est le prix de l'action avec dividende détaché à l'instant t +1, V_t est $n_t(S_t)$ la capitalisation boursière de la société à l'instant t.

La formule 1 montre que la valeur de la société est égale à l'actualisation des dividendes dans une période, augmentée de la valeur des actions à la même date. Le facteur d'actualisation est $[1/(1 + r_{t+1})]$. Lorsque la société émet m actions nouvelles en t+1, (m_{t+1}), à un prix S_{t+1}, la valeur actuelle de la société s'écrit :

$V_t = [D_{t+1} + V_{t+1} - m_{t+1}(S_{t+1})] [1/(1 + r_{t+1})]$ (2)

où V_{t+1} est donnée par :

$V_{t+1} = n_t(S_{t+1}) + m_{t+1}(S_{t+1})$

$= n_{t+1}(S_{t+1})$

Ces égalités montrent que la valeur des titres en t est égale à la valeur actualisée des dividendes et des actions en t+1 diminuée de la valeur actualisée des actions nouvelles, émises au cours prévalant à la période t + 1. Dans la mesure où les sources de fonds sont égales aux emplois de fonds, il est possible décrire :

$R_{t+1} + m_{t+1}(S_{t+1}) = D_{t+1} + W_{t+1} + I_{t+1}$ (3),

avec R_{t+1} est le résultat d'exploitation de l'année t+1, $m_{t+1}(S_{t+1})$ sont les fonds reçus à la suite de l'émission des nouvelles actions en t+1, D_{t+1} est le dividende disponible en t+1, W_{t+1} sont les charges variables et fixes relatives aux salaires et autres dépenses de l'année t+1 et I_{t+1} est le capital investi l'année t+1.

L'équation 6 s'écrit encore :

$R_{t+1} - D_{t+1} - W_{t+1} - I_{t+1} = - m_{t+1}(S_{t+1})$ (4)

En remplaçant $- m_{t+1}(S_{t+1})$ dans l'équation 2, la valeur de la société s'écrit :

$V_t = [D_{t+1} + V_{t+1} + R_{t+1} - D_{t+1} - W_{t+1} - I_{t+1}] [1/(1 + r_{t+1})]$ (5)

ou encore :

$V_t = [R_{t+1} - W_{t+1} - I_{t+1} + V_{t+1}] [1/(1 + r_{t+1})]$ (6)

Dans la mesure où le dividende D_{t+1} n'apparaît pas dans cette relation finale, la valeur de la société est indépendante de la politique des dividendes. Elle est fonction du taux de rentabilité exigée sur ses investissements, des recettes et des dépenses d'exploitation, du montant du nouvel investissement et de la valeur de marché des actions en t+1. Cette valeur est fonction des recettes et des dépenses d'exploitation de l'année suivante, du nouvel investissement et de sa valeur en fin de période.

Miller et Modigliani (1961) soulignent que l'effet de clientèle des dividendes résultant du différentiel d'imposition des dividendes et des gains en capital constitue l'une des principales imperfections des marchés de capitaux, et, à ce titre, une limite essentielle de leur thèse de la neutralité des dividendes sur la valeur de la firme. Ils montrent que les actionnaires sont indifférents à l'égard de la politique de dividendes adoptée par la société dans un marché parfait, lorsque les dividendes sont imposés au même taux que les plus-values. Néanmoins, lorsque les dividendes sont imposés à un taux supérieur à celui des plus-values, il est préférable pour la société de racheter ses actions au lieu de distribuer des dividendes. Ce résultat est confirmé par Black et Scholes (1974) qui ont montré l'absence de relations significatives entre les

changements de la politique de dividende et les taux de rentabilité espérés sur les actions. Un résultat identique est proposé par Fama et Miller (1972) dans un modèle d'investissement et de consommation.

Plusieurs études analysent ou fournissent une mesure de ces effets de clientèle sur la politique de dividendes, et par conséquent sur la valeur de la firme. Dotant le cadre d'analyse de Miller et Modigliani (1961) d'un différentiel fiscal à l'avantage des plus-values en capital, Miller et Scholes (1978) énoncent que la décision de distribuer les bénéfices n'exerce aucun effet de richesse pour les actionnaires, une fois la politique d'investissement établie (*Strong Dividend Invariance Proposition).* Tout changement de la politique de dividende oblige, en effet, l'entreprise soit à émettre de nouvelles actions, soit à racheter moins d'anciennes actions que prévu. Le classique raisonnement par arbitrage permet d'affirmer que l'investisseur engagera des transactions, sans coût qui rétabliront son plan de dépense initial, il peut notamment souscrire de nouvelles actions, ou vendre moins d'anciennes. Les auteurs rejettent l'influence des effets de clientèle et réaffirment que la valeur de la firme n'est pas liée à sa politique de dividendes.

Dans le but de mesurer les effets de clientèle des dividendes, Elton et Gruber (1970) ont étudié la valeur de la firme avant et après le versement du dividende. Ils ont établi un modèle d'arbitrage des investisseurs autour de la date de versement. Les résultats de cette étude enseignent que les investisseurs n'ont aucune préférence pour les dividendes, mais qu'au contraire la fiscalité les incite à préférer les gains en capital. En outre, ils prouvent l'existence de clientèles fiscales puisque le ratio mesurant la chute de cours croît, non linéairement, avec le rendement moyen en dividende, alors que le taux marginal d'imposition décroît avec le taux de rendement en dividendes.

Desbrières (1988), tout en présentant les critiques adressées au modèle d'Elton et Gruber, réalise une étude similaire sur le marché français. Sa conclusion est identique, malgré les différences de réglementation fiscale. En effet, ils ont constaté qu'en majorité, les actionnaires réalisent un arbitrage en faveur des gains en capital afin d'éviter la pénalisation fiscale qui les frapperait s'ils optaient pour les dividendes.

Pettit (1977) a démontré l'existence d'un effet de clientèle à partir d'une méthodologie différente. Il a argumenté qu'un individu cherche à maximiser son utilité intertemporelle, et donc à allouer ses ressources entre consommation et investissement de telle manière qu'il obtienne le meilleur rendement net de sa richesse. Ainsi, il a introduit dans son analyse des variables relatives à l'âge de l'investisseur, le revenu moyen des trois dernières années, et le risque (le risque systématique des actions).

Section 3 : Impact des autres facteurs d'imperfection du marché sur la valeur de la firme

Diverses autres imperfections du marché peuvent avoir un effet combiné avec la fiscalité sur la valeur de la firme.

§1. L'effet des coûts de faillite

La faillite fait naître, directement ou indirectement, des imperfections de marché. Les coûts directs sont essentiellement des frais de réorganisation matérialisés par des frais légaux de règlement judiciaire, ou répercussion fiscale sur les créanciers qui, devenus responsables, ne bénéficient plus de la déductibilité des charges financières. Par ailleurs, les coûts indirects de faillite résultent du manque de confiance des tiers. Ils se manifestent, entre autres, par une baisse des résultats ou des ventes, la perte d'une position de marché dominante, une difficulté à faire appel public à l'épargne. La valeur actuelle des coûts de faillite est la combinaison de deux éléments à savoir la distribution de probabilité de survenance de la faillite et le montant des coûts lorsque la faillite a réellement lieu.

En tenant compte des coûts de faillite, la probabilité d'une faillite augmente à un taux croissant avec l'endettement et un endettement extrême peut être pénalisé par les prêteurs et les investisseurs. Le coût du capital d'une entreprise commencerait à baisser avec un recours à l'emprunt en raison de l'avantage fiscal net de l'endettement (un avantage pour l'entreprise diminué de l'incertitude relative aux économies fiscales et un avantage personnel). Toutefois, la perspective d'une faillite deviendrait progressivement plus importante, et le coût du capital baisserait à un taux décroissant avec une augmentation de l'endettement. Quand celui-ci deviendrait extrême, l'effet lié à la faillite pourrait l'emporter sur l'effet fiscal, et le coût du capital de l'entreprise s'élèverait.

L'existence de coûts de délégation, ou de surveillance, accentuerait cette hausse. A nouveau, quand l'endettement franchit un certain seuil, les coûts de délégation augmentent à un taux croissant. L'effet conjugué des coûts de faillite et de délégation limite l'effet positif les économies fiscales nettes sur le cours de l'action. La valeur de la firme est donc:

Valeur de la firme = valeur de la firme sans endettement + valeur des économies fiscales - valeur actuelle des coûts de faillite et de délégation.

Quand l'endettement augmente, le deuxième terme du membre de droite s'accroît, si bien que la valeur de la firme s'accroît également. Quand l'endettement augmente encore, l'incertitude qui entoure les économies fiscales atténue l'accroissement de la valeur de la firme.

§2. L'investissement sous optimal

Dans la relation d'agence créanciers-actionnaires, différentes sources de conflits sont identifiables. Jensen et Meckling (1976) argumentent que l'endettement de l'entreprise serait limité en raison des dangers de substitution d'actifs que les actionnaires sont incités à réaliser si les créanciers n'y prennent garde. La substitution d'actifs ou l'investissement sous optimal peut permettre en effet d'opérer un transfert de richesse au profit des actionnaires au détriment des créanciers.

Les actionnaires-dirigeants peuvent, avoir une forte incitation à sélectionner les projets d'investissement les plus risqués en raison du supplément de gains qui en résulte pour eux. La substitution se fait toujours aux dépens des créanciers, que le sous investissement implique ou non une perte réelle de valeur. Le danger de la substitution est à l'origine de coûts d'agence; ces derniers pénalisent l'entreprise, en réduisent la valeur, quelle que soit la nature des coûts : coûts de contrôle engagés par les créanciers, coûts de justification des actionnaires pour se dédouaner au regard des créanciers ou encore coûts réels si les actionnaires parviennent à abuser les créanciers. Les coûts d'agence tendent à être d'autant plus élevés que la part de la dette dans le financement augmente.

§3. La perte de valeur

Myers (1977) a mis en évidence l’importance du problème de sous investissement en tant que source de conflit entre créanciers–actionnaires. Il souligne que les actionnaires-dirigeants peuvent ne pas souhaiter entreprendre des projets d’investissement dont la réalisation conforterait pourtant l’intérêt des créanciers. Il n’y a pas alors neutralité du financement dans la décision d’investissement; le financement par endettement conduit à un sous investissement et l’objectif de maximisation de la valeur de l’entreprise ne concorde plus avec celui de la maximisation de la valeur des capitaux propres.

Conclusion

Les travaux qui ont succédé ceux de Modigliani et Miller ont remis en cause le cadre théorique stipulant la séparation des décisions d'investissement et de financement (Myers (1974) et Myers et Pogue (1974)). D'autres travaux ont montré l'importance de la dimension fiscale dans les décisions d'investissement et de financement. Hite (1977) a été le premier partisan de la thèse de complémentarité des différentes sources d'économies fiscales compte tenu des arbitrages qui peuvent se produire entre les économies fiscales entraînées par l'investissement (déductibilité des dotations aux amortissements) et celles qui résultent de la déductibilité des frais financiers. En revanche, DeAngelo et Masulis (1980) soutiennent la thèse de substituabilité des différentes sources d'économies fiscales. Les résultats empiriques ont été nuancés, certaines études ont confirmé la première hypothèse (Bowen et al (1982), Long et Malitz (1985)) alors que d'autres l'ont infirmée pour corroborer la deuxième hypothèse (Dotan et Ravivd (1985), Boquist et Moore (1984), Bradley et al (1984) et Mackie-Mason (1990)).

De sa part, Hayashi (1985) a établi un modèle portant sur l'interaction entre les décisions d'investissement et les trois modes de financement (autofinancement, émissions de nouvelles actions et dettes) tout en déterminant pour chaque mode la relation entre l'investissement et le q de Tobin. Conformément à Poterba et Summers (1983), il a montré que la relation entre l'investissement et le q de Tobin ajusté d'impôt, est vérifiée pour les régimes de l'autofinancement et de l'émission de nouvelles actions et non pas pour le régime du financement par les dettes.

D'autres travaux ont examiné l'impact de l'interaction entre les décisions d'investissement et de financement sur la valeur de la firme. En l'absence d'impôt, la valeur d'une société est indépendante de sa structure du capital. Dans ce cas, la valeur d'une société endettée est équivalente à celle d'une société non endettée. En prenant compte de l'effet de l'impôt, la valeur d'une société endettée est équivalente à celle d'une société non endettée augmentée de l'économie fiscale résultant de la déductibilité de la charge d'intérêt. En intégrant l'imposition personnelle, Miller (1977) précise que la valeur d'une société endettée peut être supérieure, inférieure ou égale à celle d'une société identique non endettée. Le résultat dépend de la relation entre le taux d'impôt sur les sociétés, le taux d'imposition des dividendes et la fiscalité obligataire.

Par ailleurs, la valeur de la firme peut être affectée par d’autres facteurs non fiscaux. En fait, la valeur d'une société endettée est égale à celle d'une société non endettée, augmentée de l'économie fiscale et amputée de la valeur actualisée des coûts de la défaillance ainsi que des autres coûts relatifs à l’imperfection du marché.

Conclusion de la première partie

La recherche en comptabilité et en finance accorde de plus en plus de l'importance à la dimension fiscale dans les travaux théorique ainsi que les études empiriques. A cet effet, la théorie néoclassique a intégré la fiscalité à travers les ajustements opérés dans la détermination du coût d'usage du capital (Jorgenson et Hall 1969)). De même, la théorie de q de Tobin a introduit la variable fiscale dans la détermination du ratio q de Tobin tout en tenant compte de la charge d'impôt supportée, la situation des reports déficitaires et des économies fiscales réalisées en adoptant une telle méthode d'amortissement ou en profitant des dispositifs fiscaux incitatifs à certains types d'investissement. De plus, l'impact de l'imposition personnelle a été mis en évidence.

Les travaux qui ont succédé les modèles de base de Modigliani et Miller (1958 et 1963) ont examiné l'influence de l'impôt sur les sociétés et de l'intégration de l'imposition personnelle ainsi que l'arbitrage entre les différentes économies d'impôt sur le choix des modalités de financement des investissements par autofinancement, endettement, émission de nouvelles actions ou en recourant au leasing.

Le paramètre fiscal n'a pas été isolé de l'effet des autres facteurs non fiscaux affectant les décisions financières de la firme. Plusieurs recherches se sont intéressées à étudier le comportement des firmes dans le cadre des théories financières (théorie d'arbitrage, théorie d'agence, théorie de la hiérarchie des sources de financement et d'asymétrie d'information) et à travers l'approche fiscale.

D'autres travaux ont examiné l'effet de l'interaction entre les décisions d'investissement et de financement sur la valeur de la firme. Les répercussions de la prise en compte de l'économie fiscale résultant de la déductibilité de la charge d'intérêt et de l'imposition personnelle ont été aussi analysées.

Soulignons que les résultats obtenus des études empiriques, concernant la confirmation ou l'infirmation de l'impact de la fiscalité sur les décisions d'investissement, de financement et sur la valeur de la firme sont mitigés. Cette divergence est expliquée par l'adoption de différentes mesures du taux effectif d'imposition, l'utilisation de différentes variables relatives à la situation d'épuisement

fiscal et aux économies d'impôt non liées à la dette ainsi que par les différences réglementaires fiscales caractérisant les contextes étudiés.

Ainsi, la revue de littérature, théorique et empirique, synthétisée dans cette partie montre l'intérêt que la littérature financière a porté à la variable fiscale. Néanmoins, cette littérature est marquée par l'abondance des études américaines qui ont appréhendé les aspects fiscaux portant sur l'effet de la fiscalité sur l'investissement, le financement et la valeur de la firme alors qu'en France et en Tunisie, les études réalisées ont porté un intérêt limité à la fiscalité.

Les théories fiscales et financières développées nous ont conduit à formuler certaines hypothèses testables empiriquement. La vérification de ces hypothèses permet de mettre en évidence, sur le plan empirique, les répercussions de la fiscalité sur les décisions d'investissement, les modalités de leurs financement ainsi que sur la valeur de la firme : c'est l'objet de la deuxième partie de notre thèse.

PARTIE II

Mise en évidence empirique des répercussions fiscales sur les décisions d'investissement, leurs modalités de financement et sur la valeur de la firme

Introduction

Après avoir étudié, dans la première partie, le cadre conceptuel théorique de l'approche fiscale dans la modélisation des décisions d'investissement et de financement ainsi que son impact sur la valeur de la firme, dans cette deuxième partie, nous essayons de mettre en évidence, empiriquement, les répercussions fiscales sur les décisions stratégiques de la firme dans des contextes juridiques, comptables, financiers et fiscaux différents.

Ainsi, en se référant aux travaux précédents, la présente recherche empirique consiste à tester, dans une approche quantitative, les hypothèses retenues et ce en estimant des modèles qui utilisent des variables relatives aux théories expliquant l'effet de l'impôt sur les décisions d'investissement et de leurs modalités de financement au sein de la firme et les incidences sur la valeur de la firme dans cinq pays ayant des systèmes fiscaux différents à savoir, la France, l'Allemagne, le Royaume Uni, les Etats-Unis et la Tunisie.

Trois modèles sont estimés, sur la période observée qui s'étale de 1997 jusqu'à 1999, pour chaque pays. Le premier modèle inclue en premier lieu des variables non liées à la fiscalité susceptibles d'avoir un effet sur la décision d'investissement et ensuite, des variables fiscales sont introduites une à une dans le modèle de base. Le deuxième modèle explique la décision de financement de ces investissements par des variables non fiscales et d'autres variables fiscales sont aussi intégrées successivement. Dans le but de tester l'effet global de la politique fiscale soit sur le niveau d'investissement soit sur le niveau d'endettement, nous avons inclus simultanément, dans chacun des deux modèles précédents, toutes les variables fiscales ensuite les variables ajustées d'impôt. Le troisième modèle estime la valeur de la firme en fonction des variables retenues dans les deux modèles précédents et qui sont jugées avoir un effet significatif sur les décisions d'investissement et de financement.

Cette partie est composée de trois chapitres. Le premier est une présentation comparative des systèmes juridiques, comptables, financiers et fiscaux des pays objets de l'étude qui permet une meilleure interprétation des résultats selon le contexte où la firme s'est établie. En effet, les divergences dans les facteurs institutionnels d'un pays à un autre peuvent modifier considérablement les conclusions qu'on peut tirer des résultats des tests empiriques. Le deuxième chapitre détermine les hypothèses à tester, les mesures des variables retenues ainsi que la méthodologie de recherche adoptée. Le dernier chapitre présente les résultats obtenus avec un retour au cadre théorique afin de confirmer ou d'infirmer les théories de base.

Chapitre 1 : Présentation comparative des systèmes juridiques, comptables, financiers et fiscaux des pays étudiés pour la période de 1997-1999

Ce chapitre est une synthèse des systèmes juridiques (section 1), comptables (section 2), financiers (section 3) et fiscaux (section 4) pour, la France, l'Allemagne, le Royaume Uni, les Etats-Unis et la Tunisie. L'objectif est d'étudier les facteurs, en plus du facteur fiscal, susceptibles de jouer un rôle explicatif des différences constatées au niveau du comportement des entreprises implantées dans différents pays en matière d'investissement et de financement.

Cette étape est primordiale dans la mesure où elle permet une meilleure compréhension des disparités dans les résultats dégagés de l'estimation des modèles d'investissement et de financement pour les pays étudiés.

Section 1 : Les systèmes juridiques

L'étude du cadre juridique de chaque pays est importante dans la mesure où la nature des réglementations juridiques a une influence sur le système comptable, fiscal et financier de ce pays.

Les systèmes juridiques des pays objet de la présente recherche se subdivisent en deux types : le système de la *Common Law* (droit coutumier) caractérisant les pays anglo-saxons et celui du *Civil Law* (droit civil) désigné pour la France et l'Allemagne[40].

Ces deux systèmes juridiques ont fait l'objet d'une analyse comparative par Deffains et Guigou (2002), dans le cadre de laquelle ces auteurs ont fait ressortir les divergences majeures de ces deux systèmes juridiques ainsi que les conséquences de leurs principales caractéristiques. Ils précisent, en premier lieu, que les pays de tradition romano-germanique, héritiers du droit romain, sont des pays du droit écrit c'est à dire que le droit n'y est pas à titre principal, de nature jurisprudentielle. Cependant, cette

[40] La distinction entre les pays de *Common Law* (droit coutumier) et les pays de *Civil Law* (droit civil) a fait récemment l'objet d'un vaste débat (LLSV (1998-1999-2000); Ergungor (2002); Deffains et Guigou (2002)). Les auteurs soutiennent que les pays de droit civil offrent une meilleure qualité de protection juridique aux investisseurs que les pays du droit coutumier.

caractéristique découle de l'illégitimité du juge à créer le droit et du fait que les sources de droit doivent former un système ordonné et cohérent et engendrent les solutions aux problèmes juridiques. Selon ces auteurs «seul un acte du souverain peut créer les règles; le droit romano-germanique est devenu le droit des codes». Ainsi, les juges dans les systèmes romano-germaniques, tout en se basant sur le contenu des codes, évaluent juridiquement les faits afin de dégager la question de droit que pose le litige et conclure la solution de droit applicable. Par contre, la *Common Law* repose en grande partie sur les principes dégagés par la jurisprudence, et les juges rendent leurs décisions dans le respect de la jurisprudence antérieure en l'absence de dispositions législatives contraires : «Le juge apparaît donc, comme un créateur de droit, son raisonnement est inductif, au sens où il reproduit des solutions dégagées pour des faits semblables».[41]

En effet, dans les pays anglo-saxons (pays de *Common Law*), le droit écrit s'avère comme un complément à la jurisprudence mais il n'est guère un principe à énoncer ou un système juridique à exprimer. Donc, le droit écrit occupe une place secondaire dont la conception est différente[42]. Néanmoins, le système romano-germanique ne s'applique qu'à partir de la théorie et du contenu des codes juridiques. D'un autre coté, la *Common Law* s'avère comme un droit des praticiens qui exigent l'apprentissage de techniques dont le souci est de régler les cas concrets en trouvant les remèdes appropriés. En droit anglo-américain, la procédure est menée sous la direction des parties avec une intervention faible de l'Etat, alors qu'en droit romano-germanique la procédure est conduite par l'Etat.

Il est à noter que les Etats-Unis sont un Etat fédéral, par conséquent, les firmes doivent le plus souvent se conformer à au moins deux systèmes juridiques : le système fédéral et celui de l'Etat auxquels peuvent venir s'ajouter les réglementations particulières de la compétence des autorités locales (communes ou comités).

Le droit tunisien répond mieux aux critères de la Civil Law dans la mesure ou les textes sont codifiés et les juges se basent sur le contenu des codes afin de dégager une solution de droit applicable à des faits particuliers.

---

[41] Voir Deffains .B et Guigou .JD 2002, « Droit, gouvernement d'entreprise et marchés de capitaux », GREFIGE-Université, Cahier de recherche, n° 2002-4.

[42] Toutefois, le besoin d'un minimum de sécurité dans les rapports commerciaux a conduit les états américains à adopter un certain nombre de lois uniformes, ce qui fait que les juridictions des différents Etats font appliquer les mêmes codes (et notamment le *UCC-Uniform Commercial Code*) en matière commerciale (Francis Lefebvre (1998))

Section 2 : Les systèmes comptables[43]

La distinction entre le système comptable anglo-saxon et celui des autres pays réside dans les sources du droit comptable, la normalisation comptable, les objectifs de l'information financière ainsi que la relation comptabilité-fiscalité.

§1. Les sources du droit comptable

Le droit comptable américain est principalement un droit coutumier et non un droit écrit. Contrairement à ce que l'on observe en France, il n'y a pas une hiérarchie des sources, les unes requérant une application obligatoire et les autres ayant valeur de simples recommandations. Le droit comptable américain est né de la codification de la pratique. En effet, le pouvoir de normaliser appartient au conseil des standards comptables (*Financial Accounting Standards Board-FASB*), Créé en 1973, il constitue avec la commission des opérations boursières (*Securities and Exchange commission-SEC*), avec qui il travaille en étroite collaboration, la seule source du droit comptable américain. Le gouvernement fédéral et les gouvernements des États n'édictent pas de normes standards concernant la tenue des comptes des entreprises et les normes comptables nationales (*Generally Accepted Accounting Principle-GAAP*) ont été créées par des institutions non gouvernementales.

Au Royaume-Uni, la loi sur les sociétés fixe le cadre général en matière d'obligations comptables, elle est complétée par les normes comptables (*Statements of Standard Accounting PracticeSSAP* et FRS) établies par l'ordre des commissaires aux comptes (*auditors*). Les lois fiscales n'ont que peu d'effet sur les méthodes comptables au RoyaumeUni. En revanche, les normes du *Stock Exchange* complètent les *Companies Acts* et les normes comptables pour les sociétés dont les actions sont cotées sur une bourse britannique. En plus, la profession comptable joue un rôle non négligeable dans l'élaboration et l'application de la législation comptable.

Les obligations comptables ainsi que les règles en matière de révision des comptes imposées par les directives européennes ont été incorporées dans le cadre juridique du Royaume-Uni par les lois sur les sociétés successives. La 4ème directive européenne a

---

[43] Cette section a été rédigée tout en se référant aux ouvrages suivants : Langot J., (2002), «Comptabilité anglo-saxonne, normes, mécanismes et documents financiers» 4ème édition, Economica; Lefebvre F. (1998a), « Dossiers internationaux, juridique, fiscal, social et comptable : le Royaume Uni » 2ème édition, Lefebvre F., (1998b), « Dossiers internationaux, juridique, fiscal, social et comptable: les Etats-Unis » 6ème édition ; et Lefebvre F., (2000a), «Dossiers internationaux, juridique, fiscal, social et comptable: l'Allemagne» 6ème édition.

été incorporée dans le *Companies Act* de 1985, la 7ème et 8ème dans le *Companies Act* de 1989.

La loi du 19 décembre 1985–*Bilanzrichtlinien-Gesetz* (en abrégé *BiRiLig*) a reconduit dans le droit allemand les 4ème, 7ème et 8ème directives européennes, concernant les bilans et les comptes, les comptes consolidés et le contrôle des comptes. La *BiRiLig* a regroupé les règles comptables, historiquement dispersées dans plusieurs lois et elle est insérée dans le troisième livre du code de commerce *(Handelsgestzbuch,*HGB).

Le code de commerce a été modifié afin d'introduire les directives européennes ainsi que la directive sur les PME modifiant la 4ème et la 8ème directive. Ainsi, le 3ème livre du code de commerce, constitue la principale source des obligations comptables, s'y ajoutent les arrêtés des tribunaux civils et surtout des tribunaux fiscaux en raison du lien entre résultat fiscal et résultat comptable. En outre, ni l'Ordre des commissaires aux comptes *(Wirtschafisprüferkammer)* ou les conseils fiscaux, ni d'autres organismes relevant de la puissance publique, comme par exemple la société de bourse, ne publient des textes normatifs ou même interprétatifs en matière de droit comptable.

En revanche, s'agissant des comptes consolidés, la situation a changé avec la création du «*Deutsches Rechnungslegungs Standards Commitee- DRSC*». Ce comité a pour tâche de développer des recommandations en matière des comptes consolidés, de conseiller le ministère de justice lorsque celui-ci prépare des projets de loi en matière comptable et de représenter l'Allmagne au comité des normes comptables internationales (IASC)[44]. Le respect des normes émises par la DRSC et reconnues par le ministère de la justice entraîne la présomption d'une comptabilité régulière. Dans ces conditions, la doctrine joue un rôle important dans la pratique comptable.

Le droit comptable français se caractérisait, jusqu'à ces dernières années, par la diversité de ses sources et l'absence d'une véritable autorité. En effet les sources étaient d'ordre législatif, réglementaire, d'ordre doctrinal français et international, et d'ordre jurisprudentiel, le tout étant élaboré en l'absence d'un cadre conceptuel. Dans ce cadre, on trouve le Conseil National de la Comptabilité (CNC), organisme consultatif placé auprès du ministre chargé de l'économie. Son rôle est consultatif, il émet, entre autres, des avis et des recommandations concernant l'ensemble de l'économie sur toutes les

---

[44] Nous soulignons que l'IASC a été remplacé en 2001 par l'International Financial Reporting Standard (IFRS).

dispositions d'ordre comptable couvrant tous les domaines, y compris les banques et les assurances, sur les réformes élaborées par les organismes internationaux ou étrangers de normalisation; l'Ordre des Experts Comptables (OEC) qui n'a pas de mission de définir et de fixer le contenu de la doctrine comptable, mais il est amené à émettre des avis et à donner des indications sur l'application des règles comptables et la Commission des Opérations de Bourse (COB), créée en 1967, a pour mission de veiller à la protection de l'épargne investie dans les instruments financiers donnant lieu à un appel public à l'épargne, à l'information des investisseurs et au bon fonctionnement des marchés d'instruments financiers.

Une telle mosaïque avait pour effet d'engendrer un manque de cohérence entre les différents textes, de multiplier les options, d'adopter des règles empruntes d'un formalisme juridique (approche patrimoniale du bilan) ou marquées par la fiscalité (subventions, provisions réglementées) non conformes aux principes généralement acceptés et à la pratique internationale.

Ce panorama de faiblesses affectait la clarté et la crédibilité de l'information financière. La grande réforme consiste en premier lieu à la création, en 1998, du Comité de Réglementation Comptable (CRC), qui a eu le monopole de la réglementation comptable instaurant ainsi l'unicité des sources du droit comptable français. En deuxième lieu, à la transposition dans le processus d'élaboration des normes des usages et des procédures existant à l'étranger afin de faciliter l'harmonisation des normes avec l'harmonisation comptable internationale. Ainsi, le Comité d'Urgence a été créé à l'instar des comités d'urgence américain (*EITF-Emerging Issues Task Force*) ou britannique (*UITFUrgence Issues Task Force*).

Au niveau de la Tunisie, la loi n° 96-112 du 30 décembre 1996 a fixé le nouveau système comptable des entreprises (en remplaçant le plan comptable de 1968) ainsi que les conditions et les modalités de son application. Le système comptable tunisien comporte un cadre conceptuel de la comptabilité et des normes comptables. Il forme un tout indissociable.

Le cadre conceptuel de la comptabilité financière constitue la structure de référence théorique qui sert de support et de guide à l'élaboration des normes comptables. Il est un ensemble d'objectifs, de concepts fondamentaux et d'éléments qui entretiennent entre eux, des liens de cohérence et de complémentarité. Il a pour objectif d'aider à l'élaboration de normes cohérentes pouvant faciliter la production de données et

d'états financiers; à l'arbitrage en cas de divergences d'appréhension ou d'oppositions d'intérêts et la recherche de solutions appropriées; à l'interprétation des états financiers ainsi qu'à la résolution des questions comptables n'ayant pas été traitées par les normes. Les normes comptables comportent une norme comptable générale, des normes techniques et des normes sectorielles[45].

§2. La normalisation comptable

Aux États-Unis, les principes et les pratiques acceptés par la profession, (*Generally Accepted Accounting Principles-GAAP*), en raison de leur logique et de leur utilité, constituent le guide de la profession dans le choix des techniques comptables et dans la préparation des états financiers. En Grande-Bretagne, cette mission est reconnue depuis 1970 aux normes comptables standards (*Statements of Standard Accounting Practice-SSAP*) publiées par le comité des standards comptables (*Accounting Standards Committee-ASC*, devenu depuis 1990 *Accounting Standards Board -ASB*). En Allemagne, il n'existe pas de plan comptable général obligatoire, les entreprises utilisent, dans le respect du modèle de bilan et de compte de résultat prescrit par la loi pour les sociétés de capitaux, le plan comptable qui s'adapte le mieux à leurs besoins spécifiques selon le secteur d'activité auquel elles se rattachent. Par contre, en France, c'est le plan comptable, à qui la loi a conféré l'autorité, qui remplit ce rôle. En Tunisie, le cadre conceptuel de la comptabilité financière constitue la structure de référence théorique qui sert de support et de guide à l'élaboration des normes comptables.

§3. Les objectifs de l'information financière

Les diversités sociales, culturelles, économiques et juridiques entre les pays et l'idée que chaque État se fait des besoins des utilisateurs lors de la rédaction des obligations nationales, contribuent à la construction de théories comptables différentes. Les Etats-Unis et le Royaume Uni relèvent du modèle britannico-américain alors que la France et l'Allemagne relèvent du modèle continental. La Tunisie se rapproche du modèle continental.

Dans les pays anglo-saxons, le modèle comptable est conçu pour donner à l'investisseur l'information nécessaire à la prise de décision, il est d'abord un système d'information financière, d'où l'obligation d'annexer à toute donnée chiffrée une information en annexe ou en note dans le document financier. Cette exigence de la justification du chiffre trouve son origine dans la crise financière de 1929, le

[45] Voir le système comptable tunisien des entreprises 1997.

développement des marchés financiers encouragé par le libéralisme et le recours des entreprises pour le financement de leurs besoins de développement essentiellement aux épargnants. Aussi, fallait-il donner confiance aux investisseurs actuels et futurs en leur assurant par une information détaillée de plus grandes garanties sur la performance mais aussi sur les risques des entreprises. La première directive du cadre conceptuel américain y est consacrée,

L'approche est tout à fait différente dans les pays continentaux où l'habitude de voir la comptabilité comme un instrument au service de l'information financière sur la performance économique d'une entreprise n'est pas dans tous les esprits. Une liaison comptabilité-fiscalité est encore présente, et des séquelles de cette mentalité demeurent dans les bilans; elles ont pour effet d'affecter la crédibilité de l'information financière qu'ils véhiculent. L'impact de l'État et des banques, dans le financement des entreprises et l'influence des pouvoirs politiques dans l'élaboration des textes comptables constituent autant d'obstacles à l'autonomie de la comptabilité et à sa reconnaissance comme système d'information.

Dans ce cadre, la présentation des comptes au Royaume-Uni se fonde sur une règle de base c'est communiquer une image fidèle et sincère de la situation de la société à la date de la clôture de l'exercice, ainsi que du résultat de cet exercice. Le contenu des comptes annuels d'une entreprise est différent de celui d'une entreprise française. Les comptes d'une société britannique sont établis dans une optique plutôt économique que juridique et fiscale.

§4. La relation comptabilité - fiscalité

Aux Etats-Unis, les principes de comptabilité fiscale sont dans une large mesure indépendants des règles comptables financières. Les entreprises américaines ont donc deux séries d'états financiers (les états comptables et les états fiscaux) leur permettant de bénéficier de certains avantages fiscaux sans dénaturer les renseignements financiers mis à la disposition du public.

Au Royaume Uni aussi, sur le plan fiscal, il n'est pas nécessaire de passer les écritures comptables afférentes à la comptabilité de la société pour bénéficier des dérogations et avantages fiscaux. On trouve, de ce fait, deux comptabilités à l'intérieur des sociétés britanniques, la comptabilité sociale et la comptabilité fiscale. Les règles comptables s'appliquent en premier lieu à la comptabilité sociale; la comptabilité

fiscale, quant à elle, est dérivée de la comptabilité sociale mais il faut apporter quelques modifications à la comptabilité sociale pour arriver à la comptabilité fiscale. Toutefois, il existe très peu de règles comptables fiscales proprement dites et il n'existe pas de normes pour la comptabilité fiscale.

De même, le droit allemand fait une distinction fondamentale entre le bilan comptable, tel qu'il résulte de l'application des règles comptables, et le bilan fiscal, déterminé conformément aux dispositions fiscales. Bien qu'il y a interdépendance, dans la mesure où le bilan fiscal est basé sur le bilan comptable. En revanche, selon le système français, le bénéfice imposable correspond au résultat comptable, mais celui-ci fait l'objet, le cas échéant, de rectifications, afin de tenir compte des règles fiscales qui dérogent aux règles comptables.

En Tunisie, le bénéfice fiscal est déterminé à partir du bénéfice comptable tout en procédant à des ajustements. La prise en compte de ces ajustements ne conduit pas à établir un bilan fiscal distinct du bilan comptable mais à établir un tableau de détermination du résultat fiscal qui regroupe les différentes réintégrations et déductions fiscales.

Section 3 : Les systèmes financiers

Les divergences relevées entre les pays étudiés portent sur la relation banque - firme ainsi que le développement du marché boursier.

§1. La relation banque - firme

L'examen de la structure institutionnelle des pays étudiés montre qu'il existe plusieurs modèles qui dépendent dans une large mesure des liens de financement avec les banques et les investisseurs institutionnels[46]. A cet effet, l'importance relative des banques par rapport au marché financier diffère d'un pays à un autre. Les systèmes financiers des Etats-Unis et du Royaume Uni sont orientés vers le marché alors que ceux de l'Allemagne et la France sont orientés vers la banque. De même, le système financier tunisien est orienté vers la banque avec une intervention accentuée de l'Etat.

Dans le système américain, les banques n'ont pas une importance particulière. Dans cet ordre d'idée, Nkhili (1997) explique que le développement du marché américain est tel qu'il offre des opportunités considérables de diversification, de couverture et de gain

[46] D'après Nkhili (1997), l'efficacité du système financier est, en grande partie, déterminée par la nature des réglementations qui encadrent l'activité du marché et celle des intermédiaires financiers.

et la compétition féroce que se livrent les intermédiaires et les restrictions imposées à leur mode de fonctionnement rende difficile l'établissement de relations étroites et durables entre les banques et les firmes. Il souligne que le système bancaire demeure par rapport aux autres pays développés, accablé de règles rigides qui freinent son développement et s'opposent à une participation effective à la vie des entreprises. Deux handicaps majeurs sont à signaler, qui continuent à limiter les rôles que peuvent jouer les intermédiaires financiers. Le premier caractérise le cloisonnement du système bancaire américain et il est matérialisé par le *GlassSteagall Act* de 1933 et le *Bank Holding Cornpagny Act* de 1956 qui empêchent les banques commerciales d'effectuer des opérations sur les valeurs mobilières. Le deuxième est celui du *Mac Fadden Act* datant du 1927 (modifié en 1933) qui interdit aux banques une extension géographique au-delà du cadre de l'État[47]. L'établissement de succursales à l'échelle nationale n'est pas autorisé et la possibilité de diversification se trouve ainsi limitée à l'intérieur de l'État. Par ailleurs, le marché est le moyen le plus répandu aux Etats-Unis pour discipliner les dirigeants.

Le système financier anglais présente les mêmes caractéristiques que celui du marché américain avec absence d'une relation étroite entre les firmes et les banques et la non implication de ces dernières dans le capital des firmes. Par ailleurs, le système financier allemand confère aux établissements de crédits et notamment aux banques, une place particulièrement importante. Les banques de type universel, par opposition aux banques spécialisées maintiennent généralement des relations plus étroites et plus durables avec les clients. La «*Housbank*» est la banque partenaire de la firme tout au long de son cycle de vie; elle intervient en tant que créancier, actionnaire, mandataire et conseiller et elle offre à ses clients une gamme de services très variés (crédit, escompte, opérations sur titres, garantie, virement). L'instauration de relations portant sur une multiplicité de produits permet en principe de limiter l'asymétrie informationnelle et les problèmes de rationnement du crédit.

En Allemagne, les banques bénéficient d'un quasi-monopole pour l'émission d'actions et d'obligations, tant publiques que privées. Leur intervention est légalement obligatoire si l'émission intervient sur le marché officiel (Nkhili (1997)). Ainsi, le mode de contrôle par les banques universelles en Allemagne contribue à la discipline des

---

[47] Dans le cadre d'une étude économique des Etats-Unis en 1999, l'OCDE précise que malgré certaines réformes, les textes de base qui définissent le cadre de la réglementation du secteur financier n'ont pas suivi le rythme de l'évolution du secteur privé.

dirigeants et la protection des actionnaires individuels du fait que les banques sont présentes dans le conseil d'administration. De même, la détention simultanée de dettes et d'actions par les banques réduit le champ conflictuel entre les actionnaires et les créanciers individuels en cas de difficulté financière. En conséquence les problèmes d'asymétrie d'information et de risque moral ne sont pas aigus.

Toutefois, l'importance accordée au rôle des banques a diminué dans les dernières années au cours desquelles nous constatons une tendance vers les marchés de capitaux notamment avec l'adoption de la directive européenne. Seules les PME allemandes continuent à avoir des relations étroites avec les banques.

D'après Nkhili (1997), le système français représente un cas intermédiaire. Le développement du marché financier et les possibilités de prises de participation et de contrôle le rapprochent du modèle américain en matière de contrôle par le marché. En revanche, la structure actionnariale des firmes, marquée par la présence des institutions financières ou non financières, l'apparente au modèle germano-nippon favorisant ainsi l'exercice du contrôle hors marché.

Aucune limite réglementaire, qu'elle soit supérieure ou inférieure, n'a été imposée aux banques pour limiter leur participation au capital des sociétés non financières. Cependant, cette participation reste faible. Les banques françaises assurent leur contrôle par les sociétés de portefeuille et les participations croisées. Elles peuvent exercer leurs activités *d'investment banking* à partir d'un réseau très serré et complexe de liens avec les entreprises (les grandes sociétés généralement) et les autres investisseurs institutionnels, à travers des participations directes et indirectes. Les clients des banques françaises sont donc bien souvent des partenaires et des actionnaires

En Tunisie, la relation banque–entreprise repose sur une législation et réglementation qui donne des sûretés réelles et des garanties au préteur quant au recouvrement de sa créance. En plus les banques sont sélectives dans l'octroi des crédits et elles exigent des entreprises emprunteuses des structures de financement solides.

La nature de la relation banque–firme influence la structure de propriété de la firme. A cet effet, le système anglo-saxon est orienté vers une distribution des capitaux propres et la diversification du risque prime, tant pour les actionnaires individuels que pour les investisseurs institutionnels. Par contre, le système allemand est caractérisé par une concentration du capital marquée par des participations croisées excessives. Ainsi, à

l'inverse du Royaume Uni, les entreprises allemandes sont extrêmement fermées et la structure de propriété y est plus stable. De même, les firmes françaises et tunisiennes sont fermées et la structure de propriété est concentrée.

§2. Les marchés boursiers

Les divergences relevées au niveau des marchés boursiers portent sur leurs réglementations ainsi que l'évolution des capitalisations boursières.

A. Réglementations des marchés boursiers

Aux Etats-Unis, la *Securities and Exchange Commission* (*SEC*) est l'équivalent, avec plus de pouvoir, de la Commission des Opérations de Bourse. Elle a été créée en 1934 pour faire appliquer des lois fédérales faisant suite aux scandales financiers des années 1930 et, plus particulièrement, le *Securities Act* de 1933 et le *Securities Exchange Act* de 1934. Elle prescrit la forme et le contenu des états financiers et des autres documents à fournir par les sociétés émettant des titres dans le public. Les réglementations S-X, datant de 1940, gouvernent la composition et la présentation des états financiers à déposer à la SEC et les réglementations S-K, datant de 1977, régissent les informations non financières à fournir. La SEC a également reçu du Congrès américain, le pouvoir de légiférer en matière comptable, pouvoir qu'elle transfère la plupart du temps au FASB sauf pour les informations spécifiques des sociétés faisant appel public à l'épargne (Lefebvre 1998a)

Deux grands marchés boursiers existent au Royaume Uni à savoir le *London Stock Exchange* (*l'Official List*) et *l'Alternative Investment Market* (*AIM*). Le conseil de la bourse (*Stock Exchange Board*) est un organisme responsable de la gestion de la bourse, il réglemente à la fois le marché principal et le deuxième marché (*AIM*). Les comptes des sociétés cotées à la bourse de Londres doivent respecter soit les normes britanniques y compris les obligations prescrites par les *Companies Acts*, soit les normes américaines élaborées par le *Financial Accounting Standards Board* (*FASB*) soit les normes internationales élaborées par *l'Inernational Accounting Standards Council* (*IASC*).

L'Alternative Investment Market (*AIM*) a remplacé *l'Unlisted Securities Market* depuis le 1er janvier 1997. Ce marché alternatif est un marché destiné à permettre aux sociétés récentes et de taille moyenne à faire appel au marché de capitaux à moindre coût (Lefebvre 1998a).

Par ailleurs, la place boursière allemande était quasiment inexistante il y a dix ans, elle est devenue un sérieux concurrent de la Bourse de Londres qui la craint peut-être plus que son rival de longue date qu'était la Bourse de Paris. Cette évolution est due aux lois successives visant à encourager le système boursier et les marchés financiers et à confirmer l'importance de l'Allemagne (et notamment de Francfort*)* comme centre financier de première importance. La dernière loi en date est *la Drittes Finanzmarktförderungesetz* du 1er avril 1998 (les autres datant de 1990 et 1994).

Depuis novembre 1998 également, la *Deutsche Börse* a introduit un système de commerce de titres électronique, dénommé *Xetra*, en espérant ainsi augmenter son efficacité, aider Francfort à atteindre la maturité d'un centre financier capable d'attirer les opérations en euros dès 1999 et de profiter de l'installation sur son territoire de la Banque centrale européenne.

Depuis 1994 déjà, l'Allemagne est dotée d'une autorité fédérale de surveillance des marchés financiers qui joue un rôle comparable à celui de la Commission des Opérations de Bourse (COB) en France (Lefebvre 2000).

En France, on trouve deux organismes financiers à savoir la Commission des Opérations de Bourse (COB) et le Conseil du Marché Financier (CMF). Le premier organisme, est une autorité administrative indépendante, chargée de veiller à la protection de l'épargne investie dans les instruments financiers et tous les autres placements donnant lieu à appel public à l'épargne, à l'information des investisseurs et au bon fonctionnement des marchés d'instruments financiers.

Alors que, le CMF, en vertu du pouvoir réglementaire dont il dispose, fixe dans son règlement général, les principes généraux d'organisation et de fonctionnement des marchés réglementés ainsi que les règles qui doivent être observées par les acteurs sur ces marchés (prestataires de services d'investissement, entreprises de marché, chambres de compensation).

Il fixe également les règles relatives aux offres publiques portant sur les instruments financiers négociés sur un marché réglementé. Le CMF dispose aussi d'un pouvoir disciplinaire et de contrôle des prestations de services d'investissement (Bonneau 1996).

Le marché boursier tunisien est un marché récent qui remonte à une trentaine d'années (crée par la loi n° 69-13 du 28/2/1969). Le marché a été étroitement placé sous la tutelle des pouvoirs publics qui exercent un contrôle dans tous les domaines. Dotée

d'un dispositif organisationnel et juridique et assurée du soutien de l'Etat, la bourse de Tunis connaîtra un développement intéressant. La loi n° 89-49 du 08/03/1989 promulguée 20 ans après la loi n° 69-13 du 28/2/1969 apporte outre les réponses aux problèmes posés sous l'égide de l'ancienne législation, un ensemble de dispositions nécessaires à tout marché financier. Ensuite, la loi n° 94-117 du 14/11/1994 est venue pour assurer une réorganisation séparant les fonctions de contrôle et de gestion et la création d'un dépositoire central et ce, par la création de trois entités indépendantes : le Conseil du Marché Financier (CMF), la Bourse de Valeurs Mobilière de Tunisie (BVMT) et la Société Tunisienne Interprofessionnelle de Compensation et de Dépôt des Valeurs Mobilières (STICODEVAM). De même cette loi a permis de sécuriser les entreprises familiales qui hésitent encore à se faire coter par peur de perdre le contrôle de leurs unités. Elle a garanti aux propriétaires le contrôle de leurs entreprises, soit par le biais d'une majorité relative, soit par le canal d'autres instruments incitatifs rémunérateurs mais n'habilitant pas leurs détenteurs à contrôler ces entreprises[48]. Enfin, la loi n° 99-92 a accordé des incitations fiscales en vue de stimuler l'offre et de relancer et rationaliser la demande sur le marché boursier.

La réforme du marché financier s'est traduite en plus de la réorganisation de l'organe qui le contrôle (la bourse des valeurs mobilières) par la création de nouveaux instruments et la réactivation de certains instruments existants permettant de canaliser davantage l'épargne public vers ce marché. Dans le même cadre, le programme de modernisation de la BVMT engagé depuis 1996, s'est consolidé, en 1998, par l'amélioration de la qualité de l'indice BVMT et l'adoption d'un nouvel indice de capitalisation boursière. En effet, après avoir généralisé, en 1997, le système de cotation électronique à toutes les valeurs cotées et instauré un mécanisme de diffusion en temps réel des données relatives au marché financier, les autorités boursières se sont orientées vers une meilleure adaptation de l'indice BVMT à la physionomie de la Bourse. Aussi, un nouvel indice de capitalisation boursière, dénommé « TUNINDEX », a été institué le 1er avril 1998, similaire quant à sa conception au CAC 40 (bourse de Paris) et au DAX (bourse de Francfort)[49].

---

[48] Il est à noter suite à cette loi, en 1995, la capitalisation boursière a atteint un pic de 3967millions de dinars qui n'a pas était atteint jusqu'à 1999. Néanmoins, après cette année d'expansion et à partir de la fin du premier trimestre de l'année 1995 pratiquement tous les indicateurs ont chuté.

[49] Voir rapport annuel de la banque centrale de Tunisie, exercice 1998.

Néanmoins, malgré les efforts déployés par les pouvoirs du public (la mise en place des réformes de 1989, 1994 et de 1999) pour dynamiser le marché financier, il souffrait d'un manque flagrant de sociétés cotées relativement aux autres bourses.

B. Développement du marché boursier

Dans les pays anglo-saxons, le marché financier reste davantage ouvert au public attiré par la liquidité des titres et les possibilités de diversification, de spéculation et de couverture. Le marché des actions est très développé et représente le compartiment le plus important du marché des capitaux. Les firmes, opérant sur un marché actif, jouissent aussi de la présence d'une gamme de plus en plus étendue de produits financiers leur permettant de se procurer les fonds nécessaires sans le soutien particulier des banques.

En Allemagne, la montée en puissance des banques s'est faite au détriment du développement du marché financier. Les entreprises allemandes préfèrent souvent ne pas s'introduire en bourse et conservent généralement la forme juridique de GMBH (SARL). L'introduction en bourse ne s'étant le plus souvent faite, qu'avec une fraction faible du capital. Les firmes allemandes utilisent la dette comme source principale de financement externe. Le pouvoir des banques est aussi renforcé par la législation boursière qui a rendu leur intervention obligatoire sur le marché officiel. Peu de cessions de blocs de contrôle sont possibles sans leur accord, ce qui rend les offres publiques d'achat difficilement réalisables.

Enfin, le modèle français se caractérise par des parts relativement équilibrées du marché et des intermédiaires dans le financement des projets, Les banques françaises tentent de maintenir des relations étroites avec les firmes tout en s'adaptant à un développement rapide du marché des capitaux (Nkhili (1997)).

Tableau 1.1 : Capitalisation boursière en % du PIB

Pays	1997	1998	1999	Variation 97/99
France	47,96	68,29	102,2	113%
Allemagne	39,1	51,01	68,09	74%
Royaume Uni	150,34	166,74	201,15	34%
Etats Unis	136,97	154,26	180,68	32%
Tunisie	12,28	11,43	12,90	5%

Source : World Developpement Indicators 2003 CD-Rom

L'examen de l'évolution des capitalisations boursières exprimées en pourcentage du PIB durant la période 1997-1999 à partir du tableau 1.1 fait ressortir que les Etats Unis et le Royaume Uni ont réalisé une progression respectivement de 32% et de 34%. Le redressement a été spectaculaire en France qui a enregistré la plus importante progression de 113%. De même l'Allemagne a réalisé une progression importante de 74%. Par contre la Tunisie a connu une progression très faible de 5%. En fait, la part de la capitalisation boursière par rapport à la taille de l'économie nationale (PIB), a évolué, en Tunisie, de 4% en 1990 pour atteindre un pic de 23,3% en 1995 et régresser après et se stabiliser entre 12 et 13%[50].

La comparaison des capitalisations boursières exprimées en pourcentage du PIB, pour les différents pays, montre qu'en 1999, le Royaume Uni a enregistré le pourcentage de capitalisation boursière le plus élevé (201,15%). Dans un ordre décroissant, on trouve les Etats-Unis, la France et l'Allemagne. La capitalisation boursière de la place de Tunis reste modeste par rapport à celles des autres marchés boursiers.

Section 4 : Les systèmes fiscaux

Hugounenq et al (1999) soulignent que l'évaluation des différentiels de fiscalité entre les pays est relativement complexe et ce d'autant plus que chaque entreprise ou encore chaque investissement est un cas particulier. Les sociétés, étant imposées dans le pays dans lequel elles sont établies, sont soumises au régime de droit commun, ou à un régime dérogatoire en fonction de leur activité et des zones géographiques dans lesquelles elles exercent. Les dispositions qui régissent ces régimes sont nombreuses et la seule comparaison des taux d'imposition ne suffit pas pour se prononcer sur les différentiels de pression fiscale pesant sur les entreprises. Il faut aussi tenir compte de la détermination de la base imposable, qui elle-même dépendra du type d'activité et des exonérations.

Pour les entreprises qui opèrent dans plusieurs Etats membres il faut tenir compte des régimes fiscaux (de droit commun et dérogatoires) du pays de résidence de la société mère, mais aussi de celui du pays d'implantation de la filiale et de l'interaction entre les deux.

[50] Voir rapport de la banque centrale de Tunisie pour l'exercice 2000.

§1. Les réglementations fiscales

La réglementation des systèmes législatifs en matière fiscale varie d'un pays à un autre. Aux Etats-Unis, l'ensemble de la législation fiscale (*tax acts* votés par le Congrès et promulgués par le Président) est codifiée par *l'Internal Revenue Code* (*IRC*), adopté en 1954 dans sa structure actuelle et modifié depuis lors, la dernière codification date de 1986.

L'interprétation de la loi fiscale par les tribunaux est d'une très grande importance dans la mesure où le pays est marqué historiquement par la *Common Law*. Les instructions administratives (*régulation)* qu'elles soient prises pour l'application de la loi conformément aux injonctions du législateur ou qu'elles donnent l'interprétation de la loi par l'administration, sont très importantes (Lefebvre (1998b)).

L'Income and Corporation Taxes Act de 1988 entré en vigueur le 9 février 1988 représente le plus gros effort de codification fiscale jamais entrepris au Royaume Uni. Le résultat en est une loi qui réunit les textes de *l'Income and Corporation Taxes Act* de 1970 et de tous les articles des lois de finances ultérieures modifiant ou complétant cette loi de 1970.

La structure fédérale de l'Allemagne se traduit, sur le plan fiscal, par une répartition des compétences fiscales, législatives et administratives et des produits des impôts entre l'Etat fédéral (*Bund*), les Etats fédérés (*Länder*) et les municipalités (*Gemeinden*). En plus, en Allemagne, il n'existe pas de codification fiscale unique. Un texte général (*Abgabenorrdnung-AO*) ainsi que quelques textes plus spécifiques fixent le cadre juridique de tous les impôts et leurs règles communes.

En France, le code général des impôts, promulgué en 1950, contenait principalement les textes législatifs concernant les impôts directs, les droits d'enregistrement, les taxes sur le chiffre d'affaires, les droits de timbre et les contributions indirectes. Outre les dispositions législatives, le code général des impôts comportait quatre annexes consacrées aux textes réglementaires pris pour l'application de textes législatifs. Chaque année, un décret incorpore dans le code et ses annexes, les dispositions législatives et réglementaires nouvelles (Serloototen (2001))

La législation fiscale tunisienne en vigueur est basée sur des prélèvements au niveau de la réalisation du revenu et des bénéfices, de la consommation de biens et des services et de la formation du capital. L'impôt sur le revenu des personnes physiques (IRPP) et

l'impôt sur les sociétés (IS) sont institués par le code de l'IRPP et de l'IS promulgué par la loi n°89-114 du 30 décembre 1989. Ce code a institué un impôt unique au niveau de la fiscalité des personnes physiques en remplaçant les impôts cédulaires par l'impôt général. Au niveau des personnes morales, la simplification a été opérée par la suppression de la contribution de solidarité et de la réduction du nombre des taux. La simplification a porté également sur les techniques d'allégement de la fiscalité des valeurs et des capitaux mobiliers par la suppression du crédit d'impôt et de l'avoir fiscal et leur remplacement par une exonération totale des revenus distribués et une imposition intégrale des revenus de capitaux mobiliers,

Pour tenir compte des impératifs du développement économique, le système fiscal tunisien prévoit des détaxations partielles ou totales se situant tant au niveau des revenus ou des bénéfices réalisés qu'à celui de l'acquisition des biens d'équipement ou d'intrants destinés à la fabrication ou au conditionnement des produits destinés à l'exportation. C'est dans ce cadre qu'a été promulgué le code des incitations aux investissements par la loi n°93-120 du 27 décembre 1993.

Nous soulignons que la fiscalité tunisienne est une fiscalité à essence pratique, elle est dominée par les interprétations administratives qui sont changeantes, parfois contradictoires d'un service à un autre et la connaissance de la fiscalité tunisienne passe obligatoirement par la connaissance de ses pratiques et usages (Yaïch (2004)).

§2. La diversité de la taxation des bénéfices

Les systèmes fiscaux des pays étudiés, durant la période qui s'étale de 1997 à 1999, sont très disparates notamment l'hétérogénéité des systèmes de taxation des bénéfices est grande. Pour ce qui est du barème d'imposition, les taux nominaux varient entre 30% appliqué pour le Royaume Uni à 48,37% pour l'Allemagne. Au Royaume Uni et aux Etats Unis des barèmes progressifs d'imposition sont retenus.

Une autre différence à souligner consiste au taux appliqué aux bénéfices distribués et aux bénéfices mis en réserve. En effet, seule l'Allemagne impose différemment les bénéfices réinvestis et les bénéfices distribués. Hugounenq et al (1999) argumentent que ce système s'explique pour des raisons historiques et il visait spécialement à promouvoir les activités de financement de l'entreprise par appel aux marchés de capitaux.

Les mécanismes d'intégration de l'impôt sur les sociétés et de l'impôt sur le revenu ne sont pas non plus identiques d'un pays à l'autre. Alors que les Etats-Unis appliquent

le système classique, la Tunisie fait appel, à l'inverse, à un système d'exonération totale. L'Allemagne, la France et le Royaume Uni ont un système d'imputation partielle avec des taux qui sont différents.

La détermination de la base imposable varie elle aussi en fonction des pays. Ces divergences concernent notamment le choix de la méthode d'amortissement, la déduction de certaines provisions, l'évaluation des stocks, le traitement des divergences entre comptabilité et fiscalité ainsi que l'existence ou non de mesures fiscales incitatives au profit de certains investissements.

Une particularité de l'impôt sur les sociétés au Royaume Uni[51], consiste au fait que le bénéfice total auquel s'applique la *corporation tax* n'est pas déterminé globalement mais c'est l'addition des bénéfices et revenus réalisés par la société dans chaque cédule et catégorie qui existe pour *l'income tax* ainsi le montant des bénéfices et revenus est, sauf exception calculé dans chaque cédule et catégorie, selon les règles applicables en matière *d'income tax* à cette cédule ou catégorie et quand une société réalise des bénéfices relevant de plusieurs cédules ou catégories, ces bénéfices sont totalisés pour obtenir le bénéfice global de la société (Lefebvre (1998a)).

A. Comparaison des taux d'imposition

L'étude comparative des taux d'imposition, pour les cinq systèmes fiscaux, durant la période de 1997 jusqu' à 1999, a permis les constatations suivantes[52] :

- En Allemagne, en France et en Tunisie des taux fixes sont appliqués alors qu'au Royaume Uni et aux Etats Unis des barèmes d'imposition progressifs sont retenus[53].

- En Allemagne, les taux d'imposition se différent selon que les bénéfices sont distribués ou réinvestis dans la société[54], cette distinction n'a pas été adoptée dans les autres pays. En Tunisie, on applique les taux d'imposition selon la nature d'activité.

[51] Qui le distingue des autres systèmes fiscaux, selon les quels les bénéfices des sociétés sont déterminés suivant les règles applicables aux bénéfices industriels et commerciaux pour les personnes physiques (déterminé selon le régime réel pour le système tunisien).

[52]Voir Dictionnaire Permanent Fiscal, (2000), «Fiscalité des états membres de l'Union Européenne» Editions Législatives.

[53]Cette technique d'imposition se justifie par la théorie de la capacité contributive des contribuables.

[54]Le double taux allemand a pour but, non pas d'encourager l'autofinancement des entreprises, mais d'éliminer la double imposition des bénéfices distribués (au niveau de la société distributrice et au niveau de l'actionnaire). En effet, le taux réduit combiné à un avoir fiscal équivalent, permet d'éviter cette double imposition.

- En Allemagne, en France et aux Etats Unis, une taxation additionnelle est majorée aux taux d'imposition. En effet, en Allemagne, il y a majoration par une taxe de solidarité; en France, il y a majoration par deux contributions additionnelles en plus de l'IFA et aux Etats Unis, il y a majoration par une taxe additionnelle si on atteint un certain plafond du bénéfice imposable.

- Le régime d'imposition a été stable en Tunisie et aux Etats Unis, alors qu'en Allemagne, le taux d'imposition a été modifié en 1998, au Royaume Uni en 1999 et en France il y a eu changement du taux de la contribution additionnelle en 1999 et en 1997 et 1999 pour l'IFA.

- En France, aux Etats-Unis et au Royaume Uni, on applique des taux réduits pour les PME ce qui n'est pas le cas des autres pays. Pour la France, un taux réduit de 19% avec majoration de la contribution additionnelle de 10% est appliqué pour les PME dont le chiffre d'affaires hors taxes réalisé au cours de l'exercice concerné est inférieur à 50MF et le capital est entièrement libéré et détenu, de manière continue pendant toute la durée de l'exercice concerné, pour 75% au moins par des personnes physiques (ou par des sociétés satisfaisant elles mêmes à l'ensemble de ces conditions). Pour le Royaume Uni, un taux de 20% (21% avant 1999) s'applique pour les entreprises dont le chiffre est inférieur à 300 000£. De même, aux Etats-Unis les taux d'impôt sont progressifs (voir annexe 1.1).

Dans notre étude nous nous sommes limités à une comparaison entre l'impôt fédéral avec les systèmes d'imposition des autres pays. Toutefois la charge fiscale aux Etats-Unis est composée de l'impôt fédéral ainsi que de l'impôt institué par l'Etat ou les collectivités locales dans lesquelles l'entreprise exerce. Ainsi notre comparaison doit être prudente dans la mesure où il ne faut pas négliger la part d'impôt que représente la ponction fiscale opérée aux Etats Unis par les Etats et les collectivités locales. De même, on trouve en Allemagne, l'impôt local sur les affaires pour chaque communauté.

Par ailleurs, la comparaison entre les taux nominatifs d'imposition n'est pas aussi pertinente si elle n'est pas suivie d'une étude comparative des règles de détermination de l'assiette imposable.

B. Comparaison de la base imposable

L'étude de la base imposable nécessite l'examen de détermination de la méthode du bénéfice imposable, la relation entre le bénéfice comptable et le bénéfice fiscal, le bilan comptable et le bilan fiscal et les règles de détermination de l'assiette imposable.

1. La méthode de détermination du bénéfice imposable

La méthode de détermination du bénéfice imposable diffère d'un système à un autre. Dans les systèmes des pays européens et en Tunisie, le bénéfice est déterminé selon les règles de la comptabilité d'engagement (créances acquises). Toutefois, les sociétés allemandes dont le chiffre d'affaires annuel est inférieur ou égal à 500 000 deutsche mark ou la valeur des actifs est inférieure ou égale à 125 000 deutsche mark ou le montant du bénéfice est inférieur ou égal à 48 000 deutsche mark, ont la possibilité de tenir leur comptabilité selon le régime des encaissements et des décaissements (Lefebvre (2000)).

De même, dans le système américain, les méthodes acceptables sont la méthode des encaissements et des décaissements (*cash receipts and disbursements method*), la méthode des créances acquises (*accrual method*) ou toute autre méthode admise par l'IRC. D'importantes restrictions existent quant à la possibilité de recourir à la méthode des encaissements. La méthode des créances acquises doit être utilisée par la société si elle doit conserver des stocks afin d'identifier clairement les revenus. En outre, une société doit recourir à la méthode des créances acquises dés lors que son chiffre d'affaires annuel moyen excède 5 millions de dollars (Lefebvre 1998b).

2. La relation entre le bénéfice comptable et le bénéfice fiscal

Le bénéfice soumis à l'impôt sur les sociétés est établi à partir du résultat comptable déterminé selon les principes comptables généralement acceptés, corrigé d'un certain nombre d'ajustements imposés par la loi fiscale. Le nombre et le contenu de ces ajustements varient selon les Etats.

En Allemagne, les principaux ajustements concernent la réintégration de l'impôt sur les sociétés, de l'impôt sur la fortune, des charges afférentes à des revenus non imposables et de la moitié des émoluments des membres du conseil de surveillance (Lefebvre (2000)). En France, les principales corrections concernent la réintégration de l'impôt sur les sociétés et de diverses charges considérées comme somptuaires ou étrangères à l'objet social. Certains produits font en revanche l'objet d'un traitement fiscal particulier (plus-values à long terme, produits de la propriété industrielle, revenus de filiales).

Au Royaume Uni, les ajustements ont un impact très important sur le résultat fiscal dans la mesure où ils concernent notamment les amortissements. Ceux-ci doivent être

réintégrés pour la détermination du résultat fiscal et remplacées par des déductions pour investissement (*capital allowances*) (Lefebvre (2000)).

En Tunisie, les principales réintégrations, dans le système fiscal tunisien, portent sur certaines charges qui sont présumées non liées à l'exploitation, ou l'excès par rapport à une limite de déduction[55], l'impôt sur les sociétés et certaines provisions (telle que la provision pour risque et charge). Certains produits (les dividendes) sont exonérés par la loi et par suite ils sont déduits de la base imposable.

3. Bilan comptable - bilan fiscal

L'adoption concomitante de deux bilans (comptable-fiscal) ou d'un seul bilan diffère d'un système à un autre. Le droit allemand fait une distinction fondamentale entre le bilan comptable, tel qu'il résulte de l'application des règles comptables, et le bilan fiscal, déterminé conformément aux dispositions fiscales.

Selon le système anglais, les sociétés peuvent opérer les déductions autorisées par la loi fiscale sans opérer en même temps ces déductions pour l'établissement de leurs comptes à des fins sociales et par suite la comptabilité fiscale peut être différente de la comptabilité sociale.

Dans le système américain, les principes de comptabilité fiscale sont dans une large mesure indépendants des règles de la comptabilité financière. Les entreprises américaines ont deux séries d'états financiers leur permettant de bénéficier de certains avantages fiscaux sans dénaturer les informations financières divulguées aux investisseurs.

Par ailleurs, en France, le bénéfice imposable à l'impôt sur les sociétés est déterminé à partir du résultat comptable corrigé pour tenir compte des règles fiscales particulières. Les principales corrections concernant la réintégration de l'impôt sur les sociétés et de diverses charges considérées comme somptuaires ou étrangères à l'objet social. Certains produits font en revanche l'objet d'un traitement fiscal particulier.

De même, en Tunisie, le bénéfice fiscal est déterminé à partir du bénéfice comptable tout en procédant à des ajustements fiscaux. La prise en compte de ces ajustements ne conduit pas à établir un bilan fiscal distinct du bilan comptable mais à établir un tableau de détermination du résultat fiscal qui regroupe les différentes réintégrations et déductions fiscales.

---

[55]Tel que l'excédent des intérêts des comptes courants associés par rapport à la limite du taux de 12% et le plafond de la somme déposée (50% en moyenne annuelle du capital social) ou l'excédent de la limite 2% pour les dons et subventions accordés ou la limite de 1% avec un plafond de 20 000 dinars pour les frais de réceptions et de cadeaux.

4. Les règles de détermination de l'assiette imposable

Les divergences au niveau des règles de détermination de la base imposable peuvent avoir des effets économiques importants, non seulement en modifiant le bénéfice imposable et donc l'impôt exigible, mais aussi en créant des distorsions qui exercent une influence sur les décisions d'investissement. Les principales règles de détermination du bénéfice imposable[56] concernent les amortissements, les provisions, l'évaluation des stocks, les intérêts des emprunts, les plus-values de cession des éléments de l'actif immobilisé et le report des pertes.[57]

a. Régime des amortissements

Les régimes des amortissements se caractérisent par la base de calcul, les durées d'amortissement et le mode de calcul des dotations annuelles. Dans tous les systèmes étudiés, l'amortissement se fait au coût historique et la base de calcul est le coût d'acquisition des biens. Dans tous les systèmes aussi, l'amortissement linéaire constitue le régime général mais dont les durées de vie fiscale varient d'un système à un autre. Ces dernières peuvent être déterminées en fonction des usages professionnels comme en Allemagne, en France, au Royaume Uni et en Tunisie[58] ou elles sont fixées de manière réglementaire comme aux Etats Unis.

Tous les systèmes ont tendance à maximiser la dotation d'amortissement fiscal et ce par l'adoption de l'amortissement dégressif (à des taux différents et pour différents biens immobiliers et mobiliers) et dans certains cas, on applique un amortissement exceptionnel pour certains biens[59] ou pour les PME[60] (voir annexe 1.2).

---

[56] L'objectif est d'imposer le revenu économique réel, et non nominal, mais l'ajustement de la base d'imposition en fonction de l'inflation pose des problèmes si difficiles que les systèmes d'imposition actuels acceptent un compromis entre le revenu réel et le revenu nominal.

[57] Ces éléments sont jugés importants et qui ont un effet sur les investissements dans chaque pays.

[58] Néanmoins, un arrêté ministériel détermine les taux fiscaux applicables pour l'amortissement des immobilisations.

[59] A titre d'exemple, dans le système fiscal du Royaume Uni, on applique un amortissement à 150% pour le matériel de recherche scientifique.

[60] Dans le système allemand et celui du Royaume Uni, on applique un amortissement complémentaire pour les PME.

b. Régime des provisions

Les régimes d'imposition présentent une différence importante au niveau des provisions. Dans le système allemand, les provisions pour fluctuation des cours, pour hausse des prix et les provisions pour travaux d'entretien et de grosses réparations ne sont pas déductibles. Dans le système français, les provisions pour retraite ne sont pas déductibles alors que les provisions pour fluctuation des cours sont supprimées à compter du 01/01/1998. Au Royaume Uni, les provisions pour créances douteuses, pour risques et litiges, des stocks et des titres sont déductibles. Les autres types de provisions ne sont pas déductibles.

Dans le système tunisien, seulement les provisions pour dépréciation des créances douteuses, des stocks destinés à la vente et des titres cotés sont déductibles dans la limite de 30% du bénéfice imposable. Enfin, dans le système américain, seules les provisions pour congés payés sont déductibles si le droit au paiement est acquis à la fin de l'année fiscale et qu'il est effectué au plus tard dans les deux mois qui suivent la clôture de l'exercice (voir annexe 1.3).

c. Evaluation des stocks

Alors qu'il y a un consensus sur la base d'évaluation des stocks (prix de revient ou prix du marché), les méthodes d'évaluation différent d'un pays à un autre. En Allemagne, la méthode pratiquée est celle LIFO, en France et au Royaume Uni, c'est la méthode FIFO. En Tunisie, on a le choix entre la méthode du CMP et FIFO alors le système américain ajoute à ces deux méthodes le choix avec la méthode LIFO (voir annexe 1.4).

d. Intérêts des emprunts

Dans les systèmes fiscaux étudiés, les intérêts d'emprunt bancaires sont déductibles de l'assiette imposable. Toutefois, les intérêts d'emprunt d'autres sources (emprunts auprès des associés ou de sociétés apparentées) sont déductibles en respectant des conditions différentes (voir annexe 1.5).

e. Plus-values de cession des éléments de l'actif immobilisé

Les plus values de cession des éléments de l'actif immobilisé sont imposées dans tous les systèmes d'imposition étudiés, au taux de droit commun. Néanmoins, en

Allemagne et au Royaume Uni, les plus values bénéficient du régime de remploi [61] (voir annexe 1.6 et annexe 1.7).

f. Plus-values de cession des droits sociaux

Selon le régime fiscal allemand, le produit résultant de la vente d'une participation détenue dans une société de capitaux nationale (filiale nationale) est entièrement imposable alors que le produit résultant de la vente d'une participation détenue dans une société de capitaux étrangère est exempt d'impôt sous certaines conditions.

En France, les plus values réalisées par les entreprises sont, sauf exception, considérées comme des résultats ordinaires soumis au taux normal de l'impôt. Il n'y a plus besoin de distinguer si ces plus values sont à long terme ou à cours terme[62]. De même, Au Royaume Uni, la plus value est ajoutée au revenu total imposable. Le même régime est appliqué aux Etats-Unis, pour lesquels les gains en capital sont soumis, après la réforme de 1986, au barème de l'impôt sur les sociétés dans les conditions de droit commun.

Par ailleurs, en Tunisie, la plus value de cession des actions non cotées est incluse dans le bénéfice imposable alors que la plus value de cession des actions cotées est exonérée dans la limite de la différence entre le cours moyen boursier du dernier mois de l'exercice précédant la cession et le coût d'acquisition (voir annexe 1.8).

5. Les incitations fiscales

Les aides fiscales accordées par le biais de l'impôt sur les sociétés sont multiples et prennent diverses formes. Leur objectif est de stimuler ou d'orienter l'investissement vers certains secteurs (recherche, développement, économies d'énergie, protection de l'environnement), vers certaines régions défavorisées économiquement ou privilégiées par le pouvoir politique. Les méthodes adoptées sont l'exonération ou la réduction d'impôt, le crédit d'impôt à l'investissement[63], l'amortissement accéléré, les primes ou subventions défiscalisées.

---

[61] Le régime de remploi permet d'exonérer ou de reporter l'imposition des plus-values de cession d'un élément d'actif si l'entreprise les réinvestit dans un délai fixe.
[62] Les exceptions sont constituées par les plus values réalisées sur les cessions de titres de participation et sur les cessions de parts de société de capital risque.

[63] Selon Chirinko (2000), les crédits d'impôt à l'investissement constituent des réductions dans l'exigibilité de l'impôt exprimées en pourcentage du prix d'acquisition des actifs. Il est à noter qu'aux Etats-Unis, les crédits d'impôt à l'investissement ont été éliminés suite à la réforme de 1986.

Les incitations fiscales, tout en prenant différentes formes, varient d'un système à un autre. En France, au Royaume Uni, et aux Etats Unis, des taux réduits sont appliqués pour les PME. Une exonération des bénéfices est adoptée en France dans trois cas. Il s'agit premièrement d'un allégement d'impôt, pour les nouvelles entreprises, pendant les cinq premières années (exonération d'IS pendant deux ans puis allégement annuel de 75%, 50% et 25% de l'IS avec un plafonnement de l'avantage à 500 000F). Deuxièment, les entreprises implantées dans les «zones d'entreprises» (Aubagne, la Ciotat, Dunkerque, Toulon – la Seyne) sont exonérées de l'IS et de l'IFA pendant dix ans. Troisièment, les entreprises implantées dans les zones franches urbaines et la zone franche Corse sont exonérées d'impôt sur les bénéfices pendant cinq ans (mais un plafond du bénéfice de 225000 euros par période de 36 mois), l'exonération s'étend pour l'IFA. Les sociétés nouvelles constituées dans les départements outre-mer (DOM) avant le 31 décembre 2001 et les sociétés qui créent avant cette date une activité nouvelle dans ces départements, peuvent être, sur agrément préalable, exonérées en totalité ou en partie de l'impôt sur les sociétés pendant une durée de dix ans à compter de la mise en exploitation effective de leurs installations. Dans le système fiscal tunisien, on trouve une exonération totale des bénéfices provenant de l'exportation pendant les dix premières années sans minimum d'impôt avec déduction de 50% des bénéfices à partir de la 11ème année pour une période illimitée avec minimum d'impôt, une exonération totale des bénéfices provenant de l'industrie agricole pendant les dix premières années sans minimum d'impôt et une exonération totale des bénéfices réalisés par les sociétés implantées dans les zones de développement régional avec déduction de 50% des bénéfices pendant les dix années suivantes tout en appliquant le minimum d'impôt.

En Allemagne, en France et en Tunisie, des déductions pour investissements sont effectuées. En Tunisie, des dégrèvements physiques pour certains investissements et des dégrèvements financiers pour des participations dans les sociétés éligibles au code d'incitations aux investissements sont opérés. Au Royaume Unis, les entreprises qui s'implantent dans les « zones d'entreprises » bénéficient d'une déduction fiscale égale à 100% du montant de leurs investissements en immeubles industriels et commerciaux et en équipements leur faisant corps, pendant les dix années suivant la création de la zone. De même, l'impôt est réduit pour les participations dans les entreprises high-tech[64]. Aux

[64] Voir Tirad J. M., (2000), « La fiscalité des sociétés dans l'union européenne », Groupe Revue Fiduciaire, 5ème édition.

Etats Unis, il n'y a pas de déduction mais des crédits d'investissement étaient accordés et ils sont éliminés suite à la réforme de 1986.

L'incitation sous forme d'amortissement accéléré ou dégressif est adoptée dans tous les systèmes bien que les taux et les biens bénéficiant de cet amortissement différent d'un système à un autre. En Allemagne, on applique des amortissements accélérés pour les investissements effectués dans les « Länders » de l'ancienne république démocratique allemande et dans le Land de Berlin[65]. Un régime de remploi des plus-values de cession des éléments d'actifs est adopté en Allemagne et au Royaume Uni et ce dans le cas où ces plus-values seraient réinvesties pour l'acquisition de nouveaux actifs.

En cas d'acquisition de biens d'équipement ou d'extension d'activité par les sociétés éligibles au code d'incitations aux investissements, moyennant le financement par les bénéfices réalisés, ces dernières bénéficient du réinvestissement exonéré sous forme d'abattement sur les bénéfices imposables. Cette exonération entraîne une économie d'impôt et par suite une augmentation des cash-flows de l'entreprise (voir annexe 1.9).

6. Les reports déficitaires

Seul le système tunisien n'admet pas le report des pertes sur les exercices antérieurs (*carry back*), les autres systèmes d'imposition acceptent cette technique de report qui s'effectue dans des périodes différentes. L'imputation des pertes constatées pendant un exercice sur les exercices futurs (report en avant) est appliquée dans les différents systèmes pour des périodes différentes : en Allemagne et au Royaume Uni, le report en avant est sans limite dans le temps ; aux Etats Unis, le report en avant est limité à 20 ans (à partir de l'année 1997).

Le système fiscal français et celui tunisien distinguent entre les pertes ordinaires (provenant de l'exploitation) et les amortissements réputés différés. Pour ces derniers, le report en avant est sans limite alors que les pertes ordinaires sont reportées dans la limite de 5 ans d'après le système français et 3 ans d'après le système tunisien (voir annexe 1.10).

7. Les réformes fiscales

La fiscalité et principalement l'impôt sur les sociétés est caractérisé par les changements fréquents dans les différentes dispositions réglementant l'imposition des

65 Idem que précédemment.

sociétés. Ces changements importants peuvent être établis dans le cadre de réformes fiscales en cas d'une modification très importante du système fiscal courant ou en adoptant des mesures fiscales intégrées dans les lois promulguées.

La Tunisie a connu une réforme fiscale en 1989 (les nouvelles dispositions sont appliquées à partir du premier janvier 1990) qui a abrogé les impôts cédulaires et a établi l'impôt sur les sociétés. Les Etats Unis ont eu leur réforme en 1986 qui a notamment abrogé le crédit d'impôt à l'investissement.

§3. La diversité des régimes des cotisations sociales

En Allemagne, l'assurance sociale obligatoire comprend l'assurance vieillesse et invalidité, l'assurance chômage, l'assurance maladie, l'assurance d'assistance pour soins à personnes nécessiteuses ou handicapées et l'assurance accidents du travail. Á l'exception de l'assurance accidents du travail qui est entièrement à la charge de l'employeur, les cotisations aux caisses d'assurances sociales sont supportées respectivement pour moitié par le salarié et l'employeur. Le total de la charge de ces cotisations est égale à environ 41% des salaires.

En France, le poids des prélèvements sur les salaires est le plus élevé par rapport aux autres Etats (environ 52% dont une partie est calculée selon les tranches de salaires). En plus des cotisations sociales, sensiblement plus importantes que celles prélevées dans les autres Etats européens, les employeurs doivent également acquitter des impôts sur les salaires. Les employeurs doivent acquitter des cotisations sociales au titre des assurances vieillesse, maladie et chômage, la majeure partie de ces cotisations est supportée par l'employeur. Au Royaume Uni, les employeurs doivent acquitter des cotisations sociales dont les taux progressifs atteignent 12,8% (sans plafond).

Les prestations assurées par le régime de sécurité sociale aux Etats-Unis sont beaucoup plus limitées que celles versées dans la plupart des pays européens. Hormis les prestations médicales versées à des personnes âgées ou à des personnes dont les revenus sont inférieurs à certains seuils, le régime américain ne garantit pas une couverture médicale. Les prestations principales fournies par le régime de sécurité sociale américaines sont des pensions de retraite. Dans ce système, on trouve la cotisation FICA prélevée sur les salaires bruts et dont la charge pour les employeurs et les employés est identique. Cette cotisation correspond à l'assurance, vieillesse, invalidité et assurance hospitalière.

En Tunisie, les cotisations sociales ne sont pas considérées comme des charges fiscales et ne constituent pas un élément des prélèvements obligatoires.

§4. La comparaison des recettes de l'IR et l'IS en % du PIB

Le tableau 1.2, présentant les prélèvements obligatoires en % du PIB[66], montre que la France enregistre une charge fiscale plus lourde par rapport aux autres pays (en moyenne durant la période 97/99 45,43%), ensuite vient l'Allemagne (37,4%), le Royaume Uni (36,4%) et les Etats-Unis (26,16%). Les recettes fiscales tunisiennes exprimées en pourcentage du PIB[67] s'élèvent respectivement pour les années 1997, 1998 et 1999 à 20,2%, 21,07% et 20,9%[68].

Tableau 1.2 : Les prélèvements obligatoires[69] en % du PIB

	1997	1998	1999	97-99
France	45,1	45,2	46,0	45,43
Allemagne	37,2	37,0	37,7	37,4
Royaume Uni	35,4	37,2	36,6	36,4
Etats Unis	29,7	28,9	19,9	26,16

Source : Statistiques des recettes publiques des pays membres de l'OCDE 1965-1999

Les recettes provenant des impôts directs (IR et IS), telle que présentée dans le tableau 1.3, ont une tendance commune pour tous les pays à la baisse en 1999. La comparaison des recettes de l'IR et de l'IS inter pays montre que le Royaume Uni a enregistré la quote-part la plus élevée en 1998 (16,7%), bien qu'en 1999, le Royaume Uni et les Etats-Unis ont enregistré pratiquement le même pourcentage (14%). Les recettes de l'IR et de l'IS aux Etats-Unis constituent 15,1% du PIB en 1998. L'Allemagne et la France ont enregistré la même quote-part en 1999 (11%) bien que l'Allemagne a réalisé un pourcentage plus élevé en 1998 (13,7%). La quote-part des recettes de l'IR et de l'IS en

66 Toutefois, cet indicateur doit être interprété avec prudence dans les comparaisons internationales. L'OCDE argumente qu'à partir des années 1990 presque tous les pays de l'OCDE ont adopté des directives révisées pour estimer leur PIB, ce qui a eu comme résultat d'accroître en général leur PIB. (OCDE, (2001) « Nouvelles publications de l'OCDE statistiques des recettes publiques : 1965-2000»).

67 Sans tenir compte des recettes provenant des cotisations de sécurité sociales. Ce type d'imposition sociale n'existe pas encore en Tunisie et le taux de pression fiscal est déterminé abstraction faite de ces cotisations sociales.

68 Source : Ministère des finances.

69 Les prélèvements obligatoires incluent en plus des recettes fiscales celles provenant des cotisations de sécurité sociales.

pourcentage du PIB (en moyenne 5,5%) réalisée en Tunisie est la plus faible comparées aux autres pays.

Les recettes provenant de l'IR et de l'IS[70] représentent 60%, 41,7%, 33,4%, 26% des recettes provenant des prélèvements obligatoires effectués respectivement aux Etats-Unis, au Royaume Uni, en Allemagne et en France alors que les recettes de l'IR et de l'IS, en Tunisie, représentent 27% du total des recettes fiscales. Ainsi, le système fiscal américain réalise le rendement fiscal le plus élevé en matière d'IS et d'IR.

Tableau 1.3 : Les recettes de l'IR et l'IS en % du PIB

	1998	1999	98/99
France	12,6	11	11,8
Allemagne	13,7	11,3	12,5
Royaume Uni	16,7	14,1	15,4
Etats-Unis	15,1	14,2	14,65
Tunisie[71]	5,7	5,61	5,65

Source : AMECO, DG II et l'OCDE

Conclusion

Les cinq systèmes étudiés montrent des divergences d'un pays à un autre caractérisant chaque contexte examiné. Ces différences constatées concernent les systèmes juridiques, comptables, financiers et fiscaux. L'étude de ces systèmes a montré que les systèmes juridiques des pays anglo-saxons sont caractérisés par le droit coutumier alors que ceux de la France, l'Allemagne et la Tunisie sont basés sur le droit civil.

Le système comptable américain est marqué par une dissociation entre la comptabilité sociale et la comptabilité fiscale. De même, selon les systèmes comptables anglais et allemand, le bilan comptable se distingue du bilan fiscal bien que la comptabilité fiscale est dérivée de la comptabilité sociale à laquelle il y a lieu d'apporter certaines modifications pour arriver à la comptabilité fiscale. En revanche, en France comme en Tunisie, le bénéfice imposable à l'impôt sur les sociétés est déterminé à partir du résultat comptable corrigé pour tenir compte des règles fiscales particulières.

[70] Les recettes fiscales sont différentes du concept des prélèvements obligatoires qui incluent les cotisations de sécurité sociales.

[71] La source est le ministère de Finance.

Le système financier anglais présente les mêmes caractéristiques que celui du marché américain en soulignant l'absence d'une relation étroite entre les firmes et les banques et la non implication de ces dernières dans le capital des firmes. Par ailleurs, le système financier allemand confère aux établissements de crédits et notamment aux banques, une place particulièrement importante. Le système français représente un cas intermédiaire entre ces deux systèmes. En revanche, en Tunisie, la relation banque–entreprise repose sur une législation qui donne des sûretés réelles aux banques qui sont sélectives dans l'octroi des crédits.

La nature de la relation banque–firme influence la structure de propriété de la firme. Le système anglo-saxon est orienté vers une distribution des capitaux propres alors que le système allemand est caractérisé par une concentration du capital. En effet, à l'inverse du Royaume Uni, les entreprises allemandes sont extrêmement fermées et la structure de propriété y est plus stable. De même, les firmes françaises et tunisiennes sont fermées et la structure de propriété est concentrée.

Ainsi, le système anglo-saxon est orienté vers le marché alors que le système allemand favorise des relations étroites avec les banques bien qu'il y a une tendance vers la capitalisation boursière. Le modèle français est plus équilibré alors qu'en Tunisie, la capitalisation boursière est faible par rapport aux autres marchés boursiers.

L'examen des systèmes fiscaux des pays étudiés a montré qu'ils sont hétérogènes. Plusieurs différences sont à souligner. La première concerne les taux d'imposition dont l'application diffère, pour l'Allemagne, selon que le bénéfice soit distribué ou mis en réserve. La deuxième porte sur l'imposition des dividendes qui sont doublement imposés aux Etats-Unis alors qu'ils sont exonérés en Tunisie. Par contre, l'Allemagne, la France et le Royaume Uni ont un système d'imputation partielle dont les taux sont différents. La troisième est relative à la détermination de la base imposable qui varie elle aussi en fonction des régimes fiscaux. Ces divergences concernent notamment le choix de la méthode d'amortissement, la déduction de certaines provisions, l'évaluation des stocks, le traitement des divergences entre comptabilité et fiscalité ainsi que l'existence ou non de mesures fiscales incitatives au profit de certains investissements.

Ce chapitre constitue une introduction pour la partie empirique qui permet de bien comprendre les résultats issus de notre étude empirique. En effet, connaître les systèmes juridiques, comptables, financiers et fiscaux pour chaque pays, permet de mieux saisir et interpréter les résultats pour chacun d'eux.

Chapitre 2 : Hypothèses, mesures des variables et méthodologie de recherche

L'analyse empirique de notre étude cherche à expliquer, dans un premier temps, les décisions d'investissement en actifs corporels et de leurs modalités de financement par des variables financières et autres fiscales, particulièrement celles relatives à l'imposition directe des sociétés tout en tenant compte de l'imposition personnelle des investisseurs[72], réalisées par des firmes établies dans cinq pays ayant des systèmes fiscaux différents à savoir la France, l'Allemagne, le Royaume Uni, les Etats-Unis et laTunisie. Dans un deuxième temps nous examinons l'impact de ces deux décisions sur la valeur de la firme dans des contextes différents.

Dans cet objectif, nous déterminons les hypothèses à tester, nous mesurons les différentes variables (section 1), nous procédons à une analyse descriptive des données (section2) et enfin nous exposons la méthodologie de recherche adoptée (section 3).

Section 1 : Hypothèses et mesures des variables

En se référant aux travaux antérieurs, cette section présente en premier lieu les hypothèses et les variables relatives aux théories expliquant la relation entre la fiscalité et les décisions d'investissement et de financement au sein de l'entreprise. La même procédure est appliquée, en deuxième lieu, pour tester leur impact sur la valeur de l'entreprise dans le cadre de systèmes fiscaux différents.

L'effet de l'impôt est testé directement en introduisant des variables fiscales (le taux effectif moyen d'impôt, l'économie d'impôt) afin de vérifier les hypothèses d'ordre fiscal (intégration de l'imposition personnelle, *tax exhaustion*, hypothèse de substitution de l'économie d'impôt résultant des dettes). En plus, d'autres variables non liées à la fiscalité qui sont incluses dans les modèles estimés sont ajustées de l'impôt et ce afin de mettre en évidence l'impact de ce dernier.

L'effet du contexte économique, financier et du régime fiscal de chaque pays influence la mesure des variables. En plus, le signe prévu des variables peut changer d'un pays à un autre.

[72] L'effet des obligations sociales n'a pas été examiné dans cette étude du fait que l'information n'est pas disponible.

§1. Formulation de la première hypothèse et mesure des variables

La problématique de recherche soulevée dans cette étude consiste à répondre au questionnement suivant : dans quelle mesure l'imperfection du marché résultant de l'imposition directe des sociétés et de l'imposition personnelle, dans des contextes financiers, comptables et fiscaux différents, affecte les décisions stratégiques (investissement et financement) de la firme et par suite sa valeur?

De cette problématique, tout en s'inspirant des théories déjà présentées dans la première partie, découlent trois principales hypothèses.

A. Formulation de la première hypothèse

La première hypothèse stipule que l'intégration de l'imposition directe des sociétés et de l'imposition personnelle affecte la décision d'investissement, en actifs corporels, selon le contexte où se situe la firme.

L'investissement est expliqué en premier lieu par un groupe de variables non fiscales il s'agit du cash-flow, les dettes, l'émission de nouvelles actions, le ratio du q de Tobin et le coût du capital non ajustés d'impôt. Ces deux dernières variables sont ajustées en tenant compte de l'aspect fiscal et les variables fiscales introduites ultérieurement concernent le taux effectif moyen d'imposition, l'économie d'impôt résultant de la déduction de la dotation d'amortissement et une variable relative à la situation fiscale de la société.

Dans le but d'harmoniser les chiffres, les variables retenues sont subdivisées par la même variable. Les recherches précédentes ont pris différentes variables soit par le total actif (Graham (1998-1999), Gentry (1994), Frydenberg (2001)), soit par les ventes (Mairesse et al (1999)), soit par le *capital stock* (Cummins et al (1995), Bond et Meghir (1994)). Dans ce premier modèle on a retenu la dernière variable (notée par le total des immobilisations corporelles brutes (TICB)).

Cummins et al (1995), Kholdy et Sohrabian (2001), Gropp (2002) et autres ont limité leurs études à l'investissement en actifs corporels[73]. L'investissement brut est

[73]D'après Goergen et Rennboog (2001), l'investissement brut représente l'achat des actifs corporels ainsi que les actifs corporels acquis par la prise de contrôle. Dans la présente étude on n'a pas tenu compte de cet aspect.

égal à la variation des actifs corporels (tangibles) nets majorée de la dotation aux amortissements de l'année.

La variation des actifs corporels représente les acquisitions compensées des cessions. En effet, ni les bilans financiers des sociétés tunisiennes, ni ceux obtenus de Data Stream permettent de mesurer exactement le montant des acquisitions de l'année.

B. Les sous hypothèses

A partir de la première hypothèse principale découle huit sous hypothèses. Différentes variables non fiscales et autres fiscales, sont utilisées dans le modèle et chacune de ces variables reflète une sous hypothèse à vérifier. En plus des autres variables explicatives, la variable endogène (Investissement Brut en Immobilisations Corporelles divisé par le Total des Immobilisations Corporelles Brutes ($\left(\frac{IBIC}{TICB}\right)_{i,t-1}$) retardée est introduite dans le modèle et ce afin de tenir compte de l'effet cumulatif de la décision d'investissement et l'existence des coûts d'ajustement. Le modèle est par suite dynamique.

Le tableau 2.1 présente les variables relatives aux sous hypothèses à tester (modèle d'investissement) tout en donnant la définition de chacune d'elles, le signe prévu et les auteurs qui les ont utilisées dans leurs modèles.

1. SH1.1 : Effet des fonds internes

Dans le cadre de la théorie de la hiérarchie des sources de financement, Myers (1984) stipule que les firmes préfèrent financer les nouveaux investissements à partir de l'autofinancement et elles font recours à la dette uniquement quand ces bénéfices sont insuffisants.

Vogt (1994) et Bond et Meghir (1994) expliquent la relation positive entre les cash-flows et la décision d'investissement par le fait que les firmes font face à des coûts excessifs des sources de financement externes créés par l'asymétrie d'information. De même Schafler (1993) argumente que dans un contexte d'asymétrie d'information, la disponibilité des fonds internes influence l'investissement[74]. Ainsi on prévoit une relation positive entre l'investissement et les cash-flows.

[74] Dans ce cadre, plusieurs travaux empiriques ont testé l'hypothèse de la sensibilité des investissements aux cash flows comme preuve de contrainte financière (Fazzari et al (1988), Devereux et Schiantarelli (1989), Whited (1992), Shaller (1993), Vogt (1994), Bond et Meghir (1994), Hubbard et al (1995), Chirinko et Schaller (1995) et Shyan et Meyers (1999)). Toutefois, d'autres études ont mis en cause cette hypothèse en aboutissant à des résultats contraires (Kaplan et Zingales (1997), Cleary (1999), Gilchirst et Himmelberg (1995-1999) et Cummins et al (1999)).

Tableau 2.1 : Les variables retenues dans le modèle testant l'effet de l'impôt sur la décision d'investissement

Variable à expliquer : Investissement Brut en Immobilisations Corporelles (IBIC)

Variable explicative	Définition	Signe prévu	Littérature
Cash flow CF	(Résultat net + Dépréciation – Dividendes)[75] / le total des immobilisations corporelles brutes.	Positif	Blundel et al (1992), Oliner et Rudebush (1992), Schafler(1993), Vogt (1994) et Bond et Meghir (1994), Galeotti et al (1994), Hubbard et al (1995), Bond et al (1999), Black et al (2000), Goegen et Rennboog (2001), Kholdy et Sohrabian (2001).
Les dettes D	Montant total des dettes divisé par le total des immobilisations corporelles brutes.	Positif	Carpenter (1995), Shyam et Synder (1999), Black et al (2000) et Gentry et Mayer (2002).
Emission de nouvelles actions ENA	La variation positive du capital social (tout en s'assurant qu'il ne s'agit pas d'une incorporation de réserves) divisée par le total des immobilisations corporelles brutes.	Positif	Poterba et Summers (1983), Gentry et Mayer (2002).
q de Tobin ajusté de l'impôt (QTAI)[76]	$Q_{i,t} = \dfrac{\dfrac{L_{i,t} V_{i,t} + B_{i,t}}{TA_{i,t}} - \dfrac{p_t}{o_t}\left(1 - \Gamma_{i,t}\right)}{\left(1-\tau\right)}$ [77]	Positif	Borrego et Bentolilo (1994), Cummins et al (1995) et Schiantarelli (1996),
Le taux effectif moyen d'imposition TEMI	La charge d'impôt supportée par rapport au bénéfice imposable avant impôt.	Négatif	Chirinko (1987), Graham (1996a -1998 et 1999) et Black et al (2000).

[75] La dépréciation inclue la dépréciation d'amortissement et de provision.
[76] Le q de Tobin sans ajustement de l'impôt est le rapport de la valeur de marché des actions plus la valeur comptable des dettes totales avec le total actif.

L'économie d'impôt résultant de la déduction des dotations d'amortissement **EIDDA**	Le produit du taux d'impôt statutaire par les dotations d'amortissement divisé par le total des immobilisations corporelles brutes.	Positif	Graham (1996a -1998 et 1999)
VMEX	Variable muette égale à 1 si le taux effectif moyen d'imposition est < à 0 et elle est égale à 0 autrement.	Négatif	Blundell et al (1992), Devereux et al (1994), Lasfer (1995) et Black et al (2000).
Le coût d'usage ajusté de l'impôt **CUAI**	$c=\frac{(i(1-\tau)\beta+\mu(1-\beta)+\delta-\pi)(1-\tau k-\tau A)}{(1-\tau)}$ [78]	Négatif	Auearbach et Hassett (1992), Devereux et al (1994), Auearbach et al (1995), Mckenzi et Thompson (1997).

[77] L est une variable indicatrice qui est égale à l'unité si la firme ne distribue pas de dividendes et elle est égale à η_t si la firme distribue des dividendes, avec η_t est un paramètre de discrimination qui détermine l'avantage relatif des dividendes contre les bénéfices retenus. Il est égal à $(1-m)\theta/(1-z)$, avec m est le taux d'impôt marginal personnel sur le revenu des dividendes, z est le taux effectif d'imposition du gain en capital, θ représente les dividendes reçus par les actionnaires quand la firme distribue une unité de monnaie des bénéfices retenus. Si la firme distribue ses bénéfices, l'actionnaire reçoit $(1-m)\theta$ de dividendes nets d'impôt. Dans le cadre du système classique, $\theta = 1$ alors dans le cadre du système d'imputation $\theta = (1-c)^{-1}$ avec c est le taux d'imputation (crédit d'impôt sur les dividendes), L diffère selon que l'investisseur est une personne physique ou une personne morale, V est la valeur de la firme, B est la valeur de la dette, TA est le total des actifs, p_t est le prix des biens d'équipement qui correspond à l'investissement brut total effectué pendant l'année en cours. La variable utilisée est IBIC (Investissements Bruts en Immobilisations Corporelles), o_t est équivalent à l'output qui est pris comme étant égal au montant des ventes, q_{it} est le ratio q de Tobin et Γ est l'économie d'impôt constatée.

[78] Le coût du capital avant ajustement de l'impôt est égal à $c = i\beta + \mu(1-\beta)$, en tenant compte de la déduction des intérêts $c = i(1-\tau)\beta + \mu(1-\beta)$ avec i est le taux d'intérêt des capitaux d'emprunt, il est égal à la valeur moyenne des taux des obligations émises pendant la période de l'étude, pour les sociétés cotées, et au taux moyen sans risque (R_f) pour les sociétés tunisiennes non cotées, β est le ratio des capitaux d'emprunt par rapport à l'actif, μ est le coût des fonds propres, τ est le taux d'imposition des bénéfices, π est le taux d'inflation, δ est le taux de dépréciation économique de l'actif immobilisé, k est la variable indiquant si la société bénéficie d'un avantage fiscal, elle est égale à 1 s'il y a un avantage fiscal et o autrement et A est la valeur de la dotation d'amortissement fiscal d'une unité de l'actif immobilisé.

De plus, Vogt (1994) a établi les implications de la théorie de free cash-flow et celle de la hiérarchie des sources de financement pour l'équilibre de q de Tobin. A cet effet, si la théorie du free cash-flow explique la relation cash-flow/investissement, les firmes ayant une valeur faible de q de Tobin, devraient compter beaucoup sur les cash-flows pour financer l'investissement. Alternativement, si la théorie de la hiérarchie des sources de financement explique la relation cash-flow /investissement, les firmes ayant des valeurs élevées de q de Tobin vont dépendre en plus des cash-flows.

Ainsi, la première sous hypothèse consiste à vérifier si *les firmes ayant plus de fonds propres disponibles investissent plus que les autres firmes ayant des fonds propres limités.*

La variable cash flow est définie par le résultat net[79] majoré des dépréciations d'amortissement et de provisions. Cette définition traditionnelle a été adoptée dans la plus part des travaux précédents (Mairesse et al (1999), Cummins et al (1995). Toutefois, Goergen et Renneboog (2001) ont défini le cash-flow comme étant la somme de dépréciation des provisions des actifs corporels et des profits d'exploitation avant impôts, intérêts et dividendes. Gentry et Mayers (2002) ont aussi déduit les dividendes. La définition retenue est le résultat net majoré des dépréciations d'amortissement et des provisions diminué des dividendes éventuellement distribués.

2. SH1.2: Effet de la dette

Le financement des investissements par les dettes présente l'avantage d'une économie d'impôt résultant de la déduction des intérêts, en plus la dette constitue un moyen pour réduire les coûts d'agence. Toutefois, le recours excessif à la dette fait supporter la firme des coûts élevés ce qui peut être la cause de difficultés financières. Un signe positif des dettes avec l'investissement peut être interprété comme une relation positive des dettes avec l'investissement alors qu'un signe négatif s'interprète inversement. Devereux et Schiantarelli (1989), Bond et Meghir (1994), Carpenter (1995), Shyam et Synder (1999), et Gentry et Mayer (2002) ont introduit les dettes dans le modèle d'investissement.

La deuxième sous hypothèse consiste à tester si *les firmes qui ont un niveau de dettes élevé réalisent des investissements en actifs corporels plus importants que les firmes qui sont moins endettées.*

---

[79]Kholdy et Sohrabian (2001), Cummins et al (1995) ont pris le résultat net avant éléments extraordinaires.

En se référant aux études précédentes, le montant total des dettes est pris en compte (Schulman et al (1996), Kholdy et Sohrabian (2001), Frydenberg (2001), Gordon et Lee (1999))[80].

3. SH1.3 : Asymétrie d'information

Le financement des investissements par l'émission de nouvelles actions est plus coûteux que le financement interne ou par les dettes (théorie de la hiérarchie des sources de financement). D'un autre côté, le régime d'imposition des dividendes affecte l'investissement et son mode de financement (Poterie (1983)). Dans la mesure où les dividendes sont fiscalement favorisés, l'émission de nouvelles actions est la forme de financement la plus préférée. Ainsi, le signe de la relation entre les actions et l'investissement peut être positif ou négatif.

La troisième sous hypothèse consiste à tester si *en cas d'imposition favorisée des dividendes, les firmes choisissent l'émission de nouvelles actions pour le financement de leurs investissements.*

Gentry et Mayer (2002) ont inclus les actions comme étant des déterminants de l'investissement.

4. SH1.4 : Effet des ajustements fiscaux sur les opportunités d'investissement

Dans un premier temps, on a étudié la relation entre le q de Tobin, comme mesure des opportunités d'investissement de la firme, sans ajustement fiscal et par suite en tenant de ces ajustements fiscaux. La quatrième sous hypothèse à tester annonce que *les firmes qui constatent des ajustements fiscaux importants de q de Tobin, par la prise en compte de l'économie d'impôt et de l'imposition personnelle, ont un taux d'investissement élevé.*

Graham (1998-1999) a utilisé l'approximation du q de Tobin telle que définie par Chang et Pruitt (1994), c'est la somme de la valeur comptable des actions privilégiées, la valeur de marché des actions ordinaires et la valeur des dettes comptables à long terme, les exigibilités nettes à cours terme divisée par le total des actifs. La même définition a été adoptée par Cummins et al (1995), Lasfer (1995), Demsetz et Villarlongo (2001), Khaldy et Sohrabian (2001) et par Gentry et Mayer (2002).

---

[80]Toutefois, Goergen et Renneboog (2001) ont pris uniquement les dettes dont le remboursement est à plus d'un an.

Blundell et al (1992) et Chang et Pruitt (1994) ont défini une approximation du ratio de q en supposant que la valeur comptable des actifs exprimée au coût historique est égale à son coût de remplacement et ils ont trouvé que cette mesure est hautement corrélée avec le modèle théorique de Lindenberg et Ross (1981). Perfect et Willes (1994) ont argumenté que la méthode de Lindenberg et Ross (1981) est difficile car l'estimation du coût de remplacement n'est pas toujours évidente pour toutes les entreprises.

La formule générale de q de Tobin pour les sociétés cotées est égale à :

$$Q = \frac{\text{Valeur de Marché des Actions} + \text{Valeur Comptable des Actions Prévilégiées} + \text{Valeur Comptable des Dettes Financières}}{\text{Total Actifs}}$$

Pour l'ensemble des sociétés de l'échantillon, la valeur marchande des actions est égale à la capitalisation boursière annuelle. Celle ci est obtenue en multipliant la moyenne annuelle des cours boursiers par le nombre des actions émises[81].

Le montant des dettes financières correspondant au total des dettes est égal à la somme des emprunts plus les autres passifs courants plus les concours bancaires et les autres passifs financiers.

Une approximation de q de Tobin[82]est faite, pour les sociétés tunisiennes non cotées, en déterminant leurs valeurs de marché par l'évaluation fondée sur la rentabilité actuelle des sociétés cotées. En effet, on s'est basé sur le postulat que la valeur de la firme est la somme de ses cash-flows actualisés. Le taux d'actualisation est le taux de rentabilité attendu, déterminé à partir du MEDAF pour les sociétés cotées du même secteur.

Le taux de rendement est déterminé selon le modèle de marché et en appliquant l'équation de la droite de marché $E(R_{it}) = R_F + [E(R_m)- R_F]\beta_{im}$, avec R_{it} est le taux de rentabilité des actions de l'entreprise i à l'instant t, R_m est le taux de rentabilité du

---

[81]Contrairement à Demsetz et Villarlongo (2001) qui ont pris dans le numérateur la valeur de marché des actions ordinaires estimées à la fin de l'année et contrairement à Blundell et al (1992) qui ont pris dans le numérateur la valeur de marché des actions ordinaires égale à la moyenne des trois mois précédents de chaque exercice comptable.

[82] On n'a pas utilisé l'approche patrimoniale basée sur les données comptables. En effet, le bilan comptable est établi en respectant des règles comptables dont certaines peuvent être en décalage avec la situation financière des sociétés.
La valeur d'une société non cotée peut être déterminée en appliquant la méthode de capitalisation des résultats (PER) des sociétés cotées du même secteur. Toutefois, vu que le nombre des actions composant le capital des sociétés non cotées constitue une donnée manquante pour certaines sociétés, on n'a pas utilisé cette méthode.

marché correspondant à l'indice de la bourse de valeurs mobilière, R_F est le taux de rentabilité sans risque (on a pris le TMM annuel ajusté de l'inflation) et β_{im} est la mesure de la volatilité du taux de rentabilité des actions de l'entreprise i, elle est égale : $\frac{\text{cov}(R_i, R_m)}{\text{var}(R_m)}$

L'ajustement par l'impôt : Cummins et al (1995), Poterba (1983), Devereux et al (1989-1994) ont ajusté le q de Tobin par le taux d'imposition de la firme et par l'intégration de l'imposition personnelle des investisseurs de leurs dividendes reçus et des gains en capital[83].

Le q de Tobin ajusté de l'impôt tel que formulé par Borrego et Bentolilo (1994), Cummins et al (1995) et Schiantarelli (1996)[84] est égal à : $Q_{i,t} = \frac{\frac{L_{i,t} V_{i,t} + B_{i,t}}{TA_t} - \frac{p_t}{o_t}(1-\Gamma_{i,t})}{(1-\tau)}$,

avec L est une variable indicatrice qui est égale à l'unité si la firme ne distribue pas de dividendes et elle est égale à η_t si la firme distribue des dividendes, avec η_t est un paramètre de discrimination qui détermine l'avantage relatif des dividendes contre les bénéfices retenus. Il est égal à (1-m)θ/(1-z), avec m est le taux d'impôt marginal personnel sur le revenu des dividendes; z est le taux effectif d'imposition du gain en capital; θ représente les dividendes reçus par les actionnaires quand la firme distribue une unité de monnaie des bénéfices retenus. Si la firme distribue ses bénéfices, l'actionnaire reçoit (1-m)θ de dividendes nets d'impôt. Cummins et al (1995) précisent que dans le cadre du système classique de l'imposition des firmes, θ est égale à l'unité. Sous le système d'imputation $\theta = (1-c)^{-1}$ avec c est le taux d'imputation (crédit d'impôt sur les dividendes). La firme affecte l'exigibilité de l'impôt de ses actionnaires en choisissant si elle retient ou elle distribue ses profits (annexe 1.15).

En plus, τ est le taux d'impôt statutaire sur les profits de la firme (annexe 1.1), p_t est le prix des biens d'équipement qui correspond à l'investissement brut total effectué pendant l'année en cours. La variable utilisée est IBIC (Investissements Bruts en Immobilisations Corporelles) déterminée par la différence entre le total net des immobilisations corporelles de l'année t et celui de l'année t-1 majorée de la dotation

[83] Autres chercheurs ont utilisé la variable q de Tobin sans ajustement de l'impôt (Shyam et Synder (1999), Schaller (1993), Vogt (1994), Chirinko et Huntler (1995), Gilchrist et Himmelberg (1995-1999), Cummins (1999), Gentry et Mayer (2002)).

[84] Concernant le développement de cette formule voir chapitre 2 (section 2, §5) de la première partie.

aux amortissements de l'année t[85], o_t est pris comme étant égal au montant des ventes[86], q_{it} est le q de Tobin sans ajustement fiscal, Γ est l'économie d'impôt résultant de la dépréciation et d'autres incitations relatives aux investissements, donc elle est constatée suite:

* au bénéfice d'un avantage fiscal matérialisé par une réduction du bénéfice imposable. Il est à signaler qu'en Tunisie, l'avantage fiscal est constaté en cas d'export ou de réinvestissement du bénéfice au sein de la société ou par souscription dans une autre société éligible aux avantages fiscaux. Cette information, qui figure dans le tableau de détermination du résultat fiscal, n'est pas disponible pour toutes les sociétés tunisiennes. Au niveau de Data Stream, l'information portant sur la déduction suite à l'avantage fiscal est disponible sous la rubrique «double allégement fiscal» pour certaines données.

La variable relative à l'avantage fiscal est égale à 1 si la société bénéficie de cet avantage et elle est égale à 0 si elle ne bénéficie pas ou on n'a pas d'information.

* à la déduction des amortissements : le taux d'impôt statutaire multiplié par le montant des dotations aux amortissements de l'année concernée[87].

* à la déduction des intérêts relatifs aux emprunts : le taux d'impôt statutaire multiplié par le montant des intérêts supposés déductibles fiscalement.

5. SH1.5 : Effet des ajustements fiscaux sur le coût du capital

Auearbach et Hassett (1992), Devereux et al (1994) ont étudié la relation entre l'investissement et le coût du capital. La prise en compte de la variable fiscale a une influence sur le coût du capital. En effet, l'imposition des flux des revenus tirés d'une unité supplémentaire de l'actif immobilisé réduit le produit marginal du capital de $(1-\tau)$. Ce qui équivaut à une hausse de $1/(1-\tau)$ du coût du capital. Le régime fiscal exerce ainsi un effet négatif sur l'investissement.

En revanche, le régime fiscal offre également divers crédits et déductions qui réduisent le coût du capital, exerçant ainsi un effet positif sur l'investissement[88]. En

---

[85] Bien que réellement ce montant comprend une compensation avec les cessions d'immobilisations.

[86] On n'a pas tenu la valeur de la production vu que le montant des stocks des produits finis n'est pas fourni dans les bases de données tunisiennes et étrangères.

[87] La dotation comptable est supposée égale à la dotation fiscale selon la méthode la plus favorable pour la société.

[88] Voir Mckenzie et Thompson, (1997), «Taxes, the cost of capital, and investment : a comparison of Canada and the United States», Technical Committee on Business Taxation, Working Paper, n°97-3.

premier lieu, les intérêts sur les capitaux d'emprunt peuvent être déduits du bénéfice imposable, ce qui réduit le coût d'option du financement. En deuxième lieu, les crédits d'impôt à l'investissement (CII) réduisent le coût de l'actif. En troisième lieu, les gains fiscaux réalisés sur les amortissements fiscaux abaissent le coût du capital ; l'économie d'impôts ainsi obtenue est donc τA[89].

Dans la présente recherche, on étudie la relation entre l'investissement et le coût du capital sans ajustement fiscal et par suite en tenant de ces ajustements fiscaux.

La sous hypothèse 5 à tester : Les ajustements fiscaux réduisent le coût du capital et par conséquence les firmes ont un taux d'investissement plus élevé.

Le coût d'usage du capital ajusté d'impôt est exprimé comme suit :

$$c = \frac{\left(i(1-\tau)\beta + \mu(1-\beta) + \delta - \pi\right)\left(1 - \tau k - \tau A\right)}{(1-\tau)}$$, avec

$i(1-\tau)\beta + \mu(1-\beta)$ est le coût moyen pondéré de financement dont i est le taux d'intérêt nominal sur les capitaux d'emprunt. Comme la valeur des emprunts contractés qui ont donné lieu aux intérêts n'est pas désignée expressément dans les états financiers et la rubrique des frais financiers indique le solde des produits et des charges financières, le ratio des frais financiers par rapport au total emprunts est faussé. Ainsi, le coût de la dette est égal à la valeur moyenne des taux des obligations émises pendant la période de l'étude. Cette information est obtenue de la banque centrale de chaque pays.

De plus, β est le ratio des capitaux d'emprunt par rapport au total de l'actif; μ est le coût des fonds propres. Pour les sociétés cotées (tunisiennes et étrangères) ce coût correspond au taux de rentabilité des capitaux propres déterminé selon le MEDAF. Pour les sociétés tunisiennes non cotées, ce coût est égal au rapport du résultat net par rapport au total des capitaux propres; τ est le taux d'imposition des bénéfices, π est le taux d'inflation, δ est le taux de dépréciation économique de l'actif immobilisé qui est égal au rapport de la dotation aux amortissements par rapport à la valeur brute des immobilisations corporelles, k est une variable qui indique si la société bénéficie d'un avantage fiscal, elle est égale à 1 s'il y a un avantage fiscal et 0 autrement, et A est la valeur de la dotation d'amortissement fiscal d'une unité de l'actif immobilisé.

[89] Forson (1991) argumente aussi que les formules d'amortissement rapide ou accéléré ont un impact sur le coût du capital.

6. SH1.6 : Effet de la charge d'impôt

Un taux effectif d'imposition faible entraîne un prélèvement non important de l'impôt et par conséquent la liquidité de la firme n'est pas affectée et un déséquilibre financier à cours terme peut être évité. En plus, il entraîne une augmentation de la capacité d'autofinancement de la firme. Des prélèvements fiscaux élevés peuvent déformer les choix d'investissement : un taux d'impôt sur les sociétés élevé peut notamment réduire les investissements risqués au profit d'investissements plus traditionnels dans la mesure où l'impôt décourage la prise de risque par la réduction de l'écart entre le rendement net de ces deux types d'investissement.

D'un autre coté, l'imposition des flux des revenus tirés d'une unité supplémentaire de l'actif immobilisé réduit le produit marginal du capital ce qui entraîne une hausse du coût du capital. Ainsi la diminution du taux effectif d'imposition a un effet incitatif sur l'investissement alors que l'augmentation du taux effectif d'imposition prouve que l'imposition constitue une limite pour l'investissement.

La sixième sous hypothèse à tester *consiste à ce que les firmes supportant un faible taux effectif moyen d'imposition investissent mieux que celles soumises à un taux effectif moyen d'imposition élevé.*

Lasfer (1995), a défini, pour un échantillon de sociétés anglaises, le taux effectif d'impôt comme étant égal au produit du profit imposable avant intérêts par le taux d'impôt de l'entreprise divisé par le profit avant impôt. Graham (1996-1998-1999), pour un échantillon de sociétés américaines, a utilisé le taux marginal d'impôt déterminé à partir d'une simulation et en tenant compte du report (en arrière et en avant) des pertes ainsi que de l'imposition personnelle des investisseurs. D'après Givoly et al (1992), le taux effectif d'impôt est égal à la somme du montant de l'impôt payé et de la valeur actuelle de l'impôt différé payé dans le futur divisée par le résultat avant impôt.

Dans la présente étude, le taux effectif moyen d'imposition est déterminé par la base de données Data Stream dans la rubrique *Tax rate* (761)[90]. Alors que dans le cadre des données tunisiennes, le taux effectif moyen d'imposition est égal au montant de l'impôt sur les sociétés (qui constitue la charge d'impôt supportée) par rapport au bénéfice imposable avant impôt[91,92]. Ce dernier est pris à partir du tableau de

---

[90] D'après Data Stream, *Tax rate* (761) correspond au total de la charge d'impôt divisée par les profits avant impôts.

[91] Shevlin (1987), Mackie Mason (1990) et Graham (1996b) argumentent qu'en estimant le taux d'impôt, il est important de considérer l'effet des pertes d'exploitation, le crédit d'impôt sur investissement, le

détermination du résultat fiscal, si l'information est disponible; en cas de défaut, on adopte une approximation égale au bénéfice net comptable[93] plus l'impôt sur les sociétés[94].

En se référant aux travaux de Graham (1996b), on s'est limité à introduire l'impôt fédéral (pour les sociétés américaines et allemandes) sans prendre compte de l'impôt local pour les différentes communautés. Graham justifie son choix par deux raisons :

- L'impôt local varie d'une communauté à une autre et l'examen de ces impôts locaux constitue une tache difficile.

- Compustat[95] fournit des informations sur la communauté où le siége de la société est situé alors que cette dernière peut opérer dans plusieurs autres communautés.

7. SH1.7 : Optimisation fiscale à travers le choix de la méthode d'amortissement

Dans un objectif d'une optimisation fiscale, les dirigeants choisissent la méthode d'amortissement qui permet de réaliser la dépréciation la plus élevée. En effet, la dotation d'amortissement des investissements est déduite fiscalement[96] et par suite elle entraîne une diminution de la charge fiscale par une diminution de l'assiette imposable. L'économie d'impôt réalisée et dont l'ampleur est plus importante si le taux d'imposition est plus élevé améliore la capacité d'autofinancement de la firme. Ainsi, un signe positif est prévu avec le taux d'investissement.

La septième sous hypothèse à vérifier stipule que *l'économie d'impôt résultant de la déduction de la dotation d'amortissement constitue un facteur incitatif à l'investissement.*

Cette économie d'impôt est égale au produit du taux d'impôt statutaire par le montant de la dotation d'amortissement[97].

---

minimum d'impôt alternatif, la progressivité du taux statutaire et l'incertitude portant sur le résultat imposable futur.

[92]Même définition que celle adoptée par Antoniou et al (2002) dans le cadre d'une comparaison internationale.

[93] Néanmoins, Ilse (2001) argumente que le résultat comptable est une mauvaise estimation du résultat fiscal car il ne tient pas compte des exonérations fiscales.

[94]Graham (1999) a estimé le résultat taxable en utilisant les bénéfices (soit avant intérêts et impôts, soit avant impôts mais après déduction des intérêts) moins les impôts différés.

[95] La base de données de son échantillon.

[96]Tout en respectant les règles fiscales de la méthode d'amortissement fiscal.

[97] On a retenu l'hypothèse que la dotation d'amortissement présentée aux états financiers est acceptée fiscalement et par suite elle est déduite de la base d'impôt.

8. SH1.8 : Situation de *tax exhaustion*

Dans leur étude portant sur l'investissement, Blundell et al (1992) ont tenu compte du fait que les firmes peuvent être en situation de *tax exhaustion* (épuisement fiscal) et elles effectuent des reports déficitaires en avant ou en arrière[98].

La huitième sous hypothèse consiste à tester si *les firmes qui sont en situation de tax exhaustion investissent moins.*

En se référant à l'étude de Lasfer (1995), on a introduit une variable muette (indiquant que la firme est en situation de *tax exhaustion*) qui est égale à 1 si le taux effectif d'impôt est inférieur à 0 et elle est égale à 0 autrement[99].

§2. Formulation de la deuxième hypothèse et mesure des variables

La deuxième hypothèse porte sur les modalités de financement des investissements. De cette hypothèse dérivent huit sous hypothèses.

A. Formulation de la deuxième hypothèse

La deuxième hypothèse principale issue de la problématique de recherche, déjà présentée, stipule que l'intégration de l'imposition directe des sociétés et de l'imposition personnelle affecte la décision de financement des investissements selon le contexte où se situe la firme.

La plus part des études qui ont porté sur la décision de financement ont concentré leurs investigations sur les dettes. Les autres sources de financement (actions, bénéfices non distribués, crédit bail) n'ont pas fait l'objet d'études antérieures aussi développées.

L'approche empirique consiste à estimer un modèle portant sur le levier comptable tout en incluant en premier lieu des variables non fiscales et ensuite d'autres variables fiscales pour évaluer l'importance relative des facteurs fiscaux. Les autres sources de financement notamment les subventions et le crédit bail n'ont pas été testés empiriquement pour défaut de données[100]. Les variables retenues dans ce deuxième modèle sont subdivisées par le total des actifs (Graham (1998-1999), Gentry (1994) et Frydenberg (2001)).

Différentes définitions et approches ont été adoptées pour déterminer le levier. Alworth et Arachi (2001) ont défini le ratio des dettes comme étant égal à la variation

---

98 En Tunisie, seul le report en avant est appliqué.

99 Dans le cadre du système fiscal tunisien, on a bien vérifié que le taux effectif égal à zéro, ne constitue pas un cas d'exonération totale de l'impôt pour la société.

100 L'autofinancement et l'émission de nouvelles actions ont été introduits dans le premier modèle d'investissement comme variables de financement.

des dettes divisée par la valeur totale des actifs. La variation des dettes est égale à la variation entre les valeurs comptables des dettes à cours terme et à long terme alors que, Bradley et al (1984), Givoly et al (1992), Gordon et Lee (1999) et Dhaliwal et al (2002) ont défini le levier comme étant égal au total des dettes par rapport aux dettes plus la valeur comptable des actions (total des actifs).

Par ailleurs, Lasfer (1995) a utilisé deux définitions du levier. La première est le ratio de la valeur comptable des dettes à la valeur de marché des actions plus la valeur comptable des dettes. La deuxième définition est le ratio de la valeur comptable des dettes à la valeur comptable des actions plus la valeur comptable des dettes.

Graham (1999) a introduit aussi la valeur de marché en définissant le ratio de la valeur des dettes. Le numérateur comprend les dettes à long terme majorées des exigibilités courantes; au dénominateur, on trouve la valeur de marché de la dette définie par le total actif moins la valeur comptable des actions plus la valeur de marché des actions.

La variation des dettes est mesurée de deux manières. La première mesure est la différence première entre le ratio de la valeur de la dette. La deuxième mesure est définie comme l'émission de nouvelles dettes à long terme moins la diminution des dettes à long terme ; cette différence est divisée par la valeur de marché de la firme.

La mesure retenue dans la présente étude est la valeur comptable des dettes totales divisée par le total actif (levier comptable).

B. Les sous hypothèses

En se basant sur des énoncés théoriques et des études empiriques précédentes, huit sous hypothèses sont testées en étudiant le niveau d'endettement. Elles consistent essentiellement à l'asymétrie d'information et le niveau d'investissement, la rentabilité, la distribution des dividendes et le coût des difficultés financières. De plus, elles concernent l'hypothèse d'arbitrage, l'hypothèse de la substitution de la dette suite à la prise en compte des économies fiscales non liées à l'endettement et l'hypothèse de *tax exhaustion* et le report en arrière ou en avant des pertes qui affecte la déduction des intérêts des dettes.

En plus des autres variables explicatives, la variable endogène retardée (le levier retardé) est introduite dans le modèle et ce afin de tenir compte de l'effet cumulatif de la décision d'endettement et l'existence des coûts d'ajustement (Antoniou et al (2002) et

Frydenberg (2001)). Similairement au premier modèle, le modèle de financement est dynamique.

Le tableau 2.2 présente les variables relatives aux sous hypothèses à tester (modèle de financement) tout en donnant la définition de chacune d'elles, le signe prévu et les auteurs qui les ont utilisé dans leurs modèles.

1. SH2.1 : **Asymétrie d'information et niveau des investissements**

Myers (1977) argumente que les actionnaires des firmes risquées dans leurs structures du capital vont renoncer à des projets d'investissement ayant une valeur actuelle positive si les bénéfices des projets reviennent aux obligataires (préteurs). En plus, il argumente que les firmes ayant des opportunités de croissance devraient utiliser moins de dettes pour résoudre les problèmes d'agence. Il est moins probable que les entreprises utilisent la dette pendant les périodes d'une croissance rapide. En effet, le risque augmente pour les détenteurs de la dette dans la mesure où les gestionnaires prennent plus de risque pour augmenter le rendement des actions. Ceci entraîne une augmentation dans le taux d'intérêt limitant la capacité des directeurs d'engager de nouveaux projets d'investissement dans les contrats de la dette.

Les conflits d'intérêts entre gestionnaires, qui agissent pour l'intérêt des anciens actionnaires, et les préteurs peuvent entraîner des inefficiences d'investissement. Myers (1977) et Mackie Mason (1987) ont présenté des modèles selon les quels les dettes non encore remboursées entraînent une situation de sous investissement dans les opportunités futures. Les gestionnaires engagent de nouvelles ressources aux projets uniquement si les rendements prévus sont suffisants de payer les dettes et de réaliser un rendement pour les coûts d'investissement additionnels. Jensen et Meckling (1976) suggèrent que les firmes qui ont des dettes importantes courent un risque plus élevé car les actionnaires gagnent si les projets risqués réussissent et les créditeurs perdent dans ce cas.

Tableau 2.2 : Les variables retenues dans le modèle testant l'effet de l'impôt sur le financement de l'investissement par endettement

Variable à expliquer : Le levier comptable (Total des dettes/Total des actifs)

Variable explicative	Définition	Signe prévu	Littérature
Q de Tobin ajusté de l'impôt **(QTAI)**	$Q_{i,t} = \frac{\frac{L_{i,t}V_{i,t} + B_{i,t}}{TA_{i,t}} - \frac{p_t}{o_t}\left(1 - \Gamma_{i,t}\right)}{\left(1 - \tau\right)}$	Négatif	Lasfer (1995), Graham (1999), Antoniou et al (2002).
La rentabilité économique **RE**	Le résultat d'exploitation avant intérêts et impôts par rapport au total des actifs.	Négatif	Gentry (1994), Rajan et Zingales (1995), Fontaine et Njiokou (1996), Graham (1999), Kremp et Stöss (2001) , Gropp (2002), Antoniou et al (2002).
Variable muette relative aux dividendes distribués **VMDIV**	Variable muette égale à 1 s'il y a distribution et elle égale à zéro s'il n'y a pas de distribution de dividendes.	Négatif	Cummins et al (1994), Frydenberg (2001).
La capacité de remboursement **CR**	Le ratio cash flow par rapport aux dettes totales	Négatif	Frydman et al (1985) et Calia et Ganugi (1997).
L'économie d'impôt résultant de la déduction des intérêts des dettes **EIDID**	Le produit de la charge d'intérêt par le taux d'impôt statutaire divisé par le total des actifs.	Positif	Mattoussi (1991), Givoly et al (1992), Lasfer (1995), Harwood et Manzon (2000), Ayers et al (2000), Frydenberg (2001), Gropp (2002) et Antoniou et al (2002).
L'économie d'impôt non liée à la dette **EINLD**	Le ratio de la dotation d'amortissement par rapport au total des actifs.	Négatif	Mackie-Mason (1990), Mattoussi (1991), Givoly et al (1992), Gentry (1994), Alworth et Arachi (2001) et Graham (1996).

VMEX	Variable muette égale à 1 si le taux effectif moyen d'imposition est ≤ à 0 et elle est égale à 0 autrement.	Négatif	Mackie-Mason (1990), Blundell et al (1992), Lasfer (1995) Graham (1996-1998) et Gropp (2002).
Imposition personnelle **IPPP/IPPM**	$\frac{(1-m_b)}{(1-\tau)[\alpha\,(1-m_p)\theta+(1-\alpha)\,(1-z)]}$ [101]	Négatif	Mattoussi (1991), Givoly et al (1992), Rajan et Zingales (1995), Graham (1996a-1998 et 1999) et Gordon et Lee (1999).

[101] m_b est le taux d'imposition des intérêts appliqué pour les investisseurs, m_p est le taux d'imposition des dividendes, α est le ratio de paiement des dividendes, z est le taux d'imposition du gain en capital, θ représente les dividendes supplémentaires (avant impôt personnel) que les actionnaires peuvent recevoir si une unité des bénéfices sont distribués. Dans le cadre du système classique, $\theta = 1$ alors dans le cadre du système d'imputation $\theta = (1-c)^{-1}$ avec c est le taux d'imputation (crédit d'impôt sur les dividendes).

Rajan et Zingales (1995) fournissent deux raisons principales à titre d'explication de la relation négative entre la variable MBR[102], retenue comme mesure des opportunités d'investissement, et le levier. Premièrement, il est prévu que comme MBR augmente, le coût de difficulté financière augmente aussi. Deuxièmement, les entreprises préfèrent émettre des actions quand ces dernières sont surestimées.

De sa part, Graham (1999) argumente que les firmes en croissance ayant d'importantes opportunités d'investissement ont des coûts de financement par les dettes plus élevés. Par suite, une relation inverse est prévue entre MBR et le ratio de la dette.

D'un autre côté, il est possible que les entreprises en croissance rapide aient besoin de fonds externes pour financer leurs opportunités d'investissement positives. Comme il est suggéré par la théorie de la hiérarchie des sources de financement; si les entreprises exigent le financement externe elles préfèrent la dette relativement à l'émission d'actions. Ceci entraîne l'augmentation de la dette et par suite la variable MBR devrait être positivement associé avec le levier (Kremp et al. 1999). Cependant, le rôle de cette variable varie à travers les pays de l'échantillon. Les prêteurs des entreprises allemandes, surtout les banques, sont fréquemment représentés dans le comité de surveillance des firmes et elles travaillent en contact étroit avec les gestionnaires. Donc, les prêteurs sont bien informés de la qualité des opportunités d'investissement. Ceci minimise l'asymétrie d'information qui à son tour affecte la capacité d'emprunt des entreprises et la prime de risque demandée par les prêteurs. Alors que, les entreprises britanniques ont des rapports conflictuels avec leurs prêteurs. Ces derniers n'ont pas une information exacte et exhaustive sur la qualité des opportunités d'investissement d'où ils demandent des primes de risque élevées (taux d'intérêt plus élevés) sur leur investissement (emprunt). Par conséquent, la variable MBR est prévue avoir un coefficient négatif plus élevé au Royaume-Uni qu'en Allemagne. Dans le cas des entreprises françaises qui sont fermées, la situation est possible d'être semblable aux cas des entreprises britanniques dans la mesure où l'information entre les investisseurs

[102] Graham (1998) et Antoniou et al (2002) ont utilisé aussi 'the Market to Book Ratio' (MBR) comme mesure des opportunités d'investissement.
D'après Antoniou et al (2002) 'Market-to-Book Ratio' (MBR) mesure les prévisions du marché des opportunités d'investissement et de la croissance de l'entreprise. Une augmentation dans la probabilité de succès de la valeur actuelle nette des opportunités d'investissement augmente la valeur de Market-to-Book Ratio, dans la mesure où des projets de haute qualité seront préférés par les investisseurs. Ils ont défini MBR comme étant égal au ratio de la valeur comptable du total des actifs moins la valeur comptable des actions plus la valeur de marché des actions par rapport à la valeur comptable du total actifs.

internes et les investisseurs externes est possible d'être asymétrique. Ceci entraîne des coûts d'emprunt plus élevés d'où les entreprises françaises en croissance sont probables d'emprunter moins que les entreprises allemandes (Antoniou (2002)). La même situation se présente dans le contexte tunisien.

La première sous hypothèse consiste à tester si *les firmes ayant des opportunités d'investissement importantes, dans un contexte d'asymétrie d'information, s'endettent moins.*

Dans la présente étude on a retenu comme mesure des opportunités d'investissement la variable q de Tobin telle que adoptée par Lasfer (1995) et Graham (1999). Cette mesure est étendue en l'ajustant de l'impôt.

2. SH2.2 : Rentabilité

La théorie de la hiérarchie des sources de financement (Myers (1984)) affirme que les entreprises préfèrent financer les investissements nouveaux à partir des bénéfices non distribués et elles augmentent les dettes seulement si ces derniers sont insuffisants. Comme la disponibilité du capital interne dépend de la profitabilité de l'entreprise, une relation inverse est prévue entre le levier et le profit. Jordan et al (1998) ont argumenté que comme les entreprises de petite et de moyenne taille ont un accès restreint aux marchés de capitaux financiers, leur structure du capital devrait être conforme à cette prédiction.

D'un autre côté, la théorie du Free Cash-flow (Jensen (1986)) suggère que la dette réduit les coûts d'agence du Free Cash-Flow. Le financement par la dette assure que les gestionnaires sont disciplinés à prendre des décisions d'investissement efficientes et qu'ils ne poursuivent pas leurs objectifs individuels dans la mesure où ceci devrait augmenter la probabilité de faillite (Harris et Raviv (1990)). Ainsi, les actionnaires veulent échanger les actions par les dettes pour assurer que l'excès de fonds est payé. La théorie d'agence prévoit que les firmes ayant peu de free cash-flow et plusieurs opportunités d'investissement profitables, utilisent moins de dettes que les firmes avec de large free cash-flow. Si le contrôle des firmes par le marché est effectif, les firmes sont forcées à s'engager pour payer cash en augmentant le financement par les dettes (Jensen (1986)). Ainsi, contrairement à l'hypothèse de la hiérarchie des sources de financement basée sur les coûts d'agence, le levier devrait être positivement corrélé avec la profitabilité.

Dans une situation d'asymétrie d'information, l'augmentation de la dette, pour des entreprises réalisant des profits, peut être un signal de la qualité de la gestion financière. Ainsi, cette théorie implique une relation positive entre le levier et la rentabilité.

En général, les entreprises françaises et tunisiennes sont fermées alors que les entreprises britanniques et américaines sont plus larges. Ainsi, le rôle du profit est prévu être plus important en France et en Tunisie que dans le Royaume-Uni et les Etats-Unis et un coefficient négatif supporterait la prédiction de la théorie de la hiérarchie de financement alors qu'un coefficient positif supporterait l'hypothèse de Free Cash-Flow.

La deuxième sous hypothèse à vérifier annonce que *les firmes qui réalisent une rentabilité économique élevée, ont un levier faible.*

La mesure de la rentabilité économique telle que définie dans les recherches précédentes (Gentry (1994), Fontaine et Njioukou (1996), Graham (1999), Antoniou et al (2002)) est égale au ratio du résultat d'exploitation avant intérêts et impôts[103] par rapport au total actif. La même mesure est retenue dans la présente étude.

3. SH2.3 : Distribution des dividendes

Les gestionnaires, en agissant pour l'intérêt des anciens actionnaires, émettent de nouvelles actions comme signal aux anciens actionnaires de la mauvaise situation de la firme alors que les nouveaux investisseurs ne disposent pas d'information. Le marché, comprenant le comportement des gestionnaires, détermine les prix en tenant compte de ce signal (Myers et Majluf (1984)).

Les dividendes distribués ont été utilisés comme variable reflétant le problème d'asymétrie d'information (John et Williams (1985) et Miller et Rock (1985)). La firme qui paye des dividendes est réputée émettre de nouvelles actions sans supporter une prime supplémentaire. Alors que la firme qui ne paye pas des dividendes est probable d'être l'objet d'asymétrie d'information et par suite elle préfère les dettes par rapport aux actions comme mode de financement (Myers et Majluf (1984)). Dans ce cas, les dividendes peuvent avoir un signe positif avec les dettes.

Dans le contexte allemand, le paiement de dividendes ne transmet pas une information pour les investisseurs mais répond à un besoin de distribution des dividendes pour certains investisseurs. Ainsi, la variable de report déficitaire a été

---

[103] Antoniou et al (2002) ont diminué, en plus, les dépréciations. Alors que Verchuern (2001) précise que les bénéfices sont pris avant éléments extraordinaires.

retenue pour transmettre une information à l'investisseur. Le report en avant des pertes fiscales ne peut pas uniquement refléter la probabilité de *tax exhaustion*, mais cette variable peut aussi refléter une information cachée aux investisseurs (Gropp (2002)).

La troisième sous hypothèse à tester stipule que *dans un contexte d'asymétrie d'information, les firmes qui versent des dividendes,s'endettent moins et par conséquent elles ont un levier faible.*

Cummins et al (1995) ont défini le ratio de distribution des dividendes comme étant égal aux dividendes par rapport au résultat net[104]. De sa part, Frydenberg (2001) a établi le rapport entre les dividendes et le total actif et il a introduit une variable muette égale à zéro s'il n'y a pas de distribution de dividendes et elle est égale à 1 s'il y a distribution[105]. Goergen et Renneboog (2001) ont pris les dividendes nets de l'impôt sur les sociétés anticipé (l'advance corporation tax) pour les sociétés anglaises.

En se basant sur l'étude de Frydenberg (2001), on a introduit une variable muette égale à 1 s'il y a distribution et elle est égale à zéro s'il n'y a pas de distribution de dividendes.

4. SH2.4 : Coût des difficultés financières

La faillite ou les difficultés financières réduisent la richesse des actionnaires et par suite la firme ne veut pas émettre des dettes quand l'engagement des intérêts augmente la probabilité de difficulté financière (Mackie Mason (1990)).

Alworth et Arachi (2001) ont argumenté que la prise en compte de l'effet des difficultés financières dans l'étude de l'effet de l'impôt sur les dettes est justifiée pour deux raisons :

- L'entreprise qui a tendance à tomber en faillite ne paye pas d'impôt (résultat déficitaire) pendant l'année concernée et les années futures et ceci a pour conséquence de réduire l'incitation de bénéficier de la déduction des intérêts dans la détermination de la base imposable.

- La faillite de l'entreprise entraîne des coûts et la complication des relations avec les fournisseurs. C'est pourquoi l'entreprise doit être prudente de recourir aux dettes pendant cette période.

---

[104] Gentry (1994) a établi le rapport entre les dividendes et le cash-flow net.

[105] La même approche est adoptée par Graham (1998, 1999) et Alworth et Arachi (2001).

La recherche théorique prévoit une relation inverse entre les coûts de difficulté financière et les dettes (Bradley et al (1984), Mackie Mason (1990), Graham (1998-1999), Alworth et Arachi (2001) et Gropp (2002))

La quatrième sous hypothèse à tester consiste à ce que *les firmes qui se trouvent en situation de difficulté financière ont un levier plus faible par rapport aux firmes en situation de prospérité.*

Afin de vérifier la théorie d'arbitrage entre l'économie d'impôt de la dette et les coûts de difficulté financière induits par ce mode de financement, Graham (1999) a utilisé la méthode discriminante d'Altman's (1968). Cette mesure a été aussi adoptée par Mackie Mason (1990) et Graham et al (1998) pour des sociétés américaines, Alworht et Arachi (2001) l'ont appliquée pour des sociétés italiennes et Gropp (2002) pour des sociétés allemandes.

Une autre variable est utilisée pour mesurer la perte prévue par la difficulté notée ECOST qui est égale au produit d'un terme relatif à la probabilité de difficulté financière (la déviation standard de la différence première de la valeur historique EBIT divisée par la moyenne des niveaux des actifs (valeur comptable) et un terme mesurant la proportion que la firme a des pertes en cas de liquidation (actifs intangibles tels que mesurés par la somme de recherche et développement et les dépenses de publicité divisée par les ventes).

Par ailleurs, Fontaine et Njjiokou (1996) argumentent que plus les flux attendus des actifs en place sont dispersés autour de l'espérance, plus le risque est grand que l'entreprise génère de faibles flux de liquidité et qu'elle n'honore pas ses engagements auprès de ses créanciers. Si les investisseurs formulent des anticipations rationnelles, l'entreprise supporte ex-ante des coûts de faillite qui se traduisent par la baisse de la valeur de ses actions. Aussi, on peut s'attendre à ce que l'endettement soit négativement corrélé avec le risque d'activité, qui détermine au moins en partie le risque de faillite. Ils ont mesuré le risque d'activité par l'écart type de la rentabilité économique.

Dans notre étude, on a retenu comme critère de prévoyance des difficultés financières de l'entreprise la capacité de remboursement de l'entreprise qui a été largement utilisée comme indicateur de prévision de faillite des entreprises (Calia et Ganugi (1997)). La capacité de remboursement est mesurée par le ratio du cash-flow par rapport aux dettes totales (Refait C.). Ceci est justifié du fait que la variable du

Score d'Altman's (1968) a été établie dans un contexte particulier (américain) pour une période aussi ancienne (les années soixante) et par conséquent elle peut entraîner des inférences erronées.

5. SH2.5 : Economie d'impôt résultant de la déduction de la dette

L'économie d'impôt résultant de la déduction des intérêts constitue l'avantage qui privilégie les dettes par rapport aux autres sources de financement et le critère d'arbitrage avec d'autres coûts (coûts de difficulté financière, coûts d'agence) (Gropp (2002)).

Dans la mesure où les intérêts de la dette sont déductibles, les firmes ayant un taux d'imposition élevé ont l'incitation d'utiliser plus de dettes. Ainsi, une relation positive entre le taux effectif d'impôt et le ratio du levier est prévue. Cet argument tient uniquement si la firme a un montant suffisant du résultat taxable.

La cinquième sous hypothèse à tester *les firmes dont l'économie d'impôt résultant de la déduction des intérêts est élevée, ont un levier élevé.*

Cette économie d'impôt est égale au produit du taux de l'impôt statutaire par le montant des intérêts déductibles fiscalement (Antoniou et al (2002)).

6. SH2.6 : Substitution de la dette

DeAngelos et Masulis (1980) argumentent que les économies d'impôt non liées à la dette (EINLD) sont des substituts pour la déduction des intérêts relatifs à la dette. Par conséquent, les firmes ayant des EINLD élevés ont un risque d'épuiser les options fiscales avant de déduire les dépenses d'intérêts et par suite elles utilisent moins les dettes. Les EINLD ont une influence positive sur le financement par l'émission d'actions plutôt que le financement par les dettes.

Selon l'hypothèse de substitution de la dette, une augmentation dans les EINLD entraîne une diminution dans l'usage de la dette et par suite, les EINLD sont prévues avoir une relation négative avec la dette.

Mackie Mason (1990) et Alworth et Arachi (2001) argumentent que dans le cas où la firme est en difficulté financière ou en situation de *tax exhaustion*[106], il est possible qu'elle ne procéde pas au financement par les dettes parce que la déduction des intérêts

[106] C'est le cas d'une firme qui a épuisé toute les options fiscales et par suite elle ne profite pas des opportunités parce qu'elle avait des EINLD plus qu'il est compensé par le résultat d'exploitation.

est empêchée par les EINLD. Alors que les firmes qui ne sont pas en difficulté financière peuvent profiter des dettes et des EINLD en même temps.

Ainsi, les EINLD devraient avoir une influence négative sur l'usage des dettes pour les firmes ayant une valeur élevée de Zscore (parce que ces firmes sont en situation de *tax exhaustion* et en conséquence elles ne peuvent pas complètement exploiter la déductibilité des intérêts). Par suite, une valeur élevée de Zscore est compatible avec un taux marginal d'impôt faible, ce qui implique que la dette soit réduite par les EINLD.

La sixième sous hypothèse à vérifier stipule que *les firmes qui réalisent des économies d'impôt élevées, autres que celles provenant des dettes, font moins recours à la dette.*

D'après Bradley et al (1984), les EINLD correspondent à la somme de la charge annuelle de la dépréciation et du crédit d'impôt à l'investissement, divisée par la valeur des bénéfices avant dépréciation, intérêts et taxes. D'autres EINLD sont mesurées par les dépenses de recherche et développement et de publicité.

Titman et Wessls (1988) ont utilisé une approche analytique factorielle qui permet à leur modèle de définir les économies d'impôt non liées à la dette comme fonction linéaire de la dépréciation et des crédits d'impôt à l'investissement.

Mackie Mason (1990) a régressé les dettes (en plus d'autres variables) avec des variables qui reflètent l'économie d'impôt autres que la déduction des intérêts. Il s'agit de pertes fiscales reportées en avant (TLCF) et le crédit d'impôt à l'investissement (ITC)[107]. Il est prévu que l'ITC a un effet faible sur la décision financière alors que TLCF et ITC/ZPROB sont prévues avoir un effet plus important car ces deux variables indiquent une diminution du taux marginal de l'impôt et par suite la diminution de la déduction des intérêts.

Gentry (1994) et Shabou (1997) ont limité la mesure des EINLD au ratio de dépréciation par rapport au total actif. Alors qu'Alworth et Arachi (2001) ont défini les EINLD comme étant le ratio de la différence première de la dépréciation comptable par la valeur retardée du total actif.

[107] Notés dans son étude respectivement *Tax Loss Carry Forword (TLCF)* et *Investment Tax Credit (ITC)*.

Selon Graham (1996), les EINLD sont mesurées par la somme comptable des dépréciations et le crédit d'impôt à l'investissement. La variable incluse dans la régression est calculée selon la différence première et ainsi déflatée par la valeur de marché de la firme retardée pour être compatible avec la variable dépendante[108].

C'est la définition de Gentry (1994) qui est retenue et ce parce que l'information sur les crédits d'impôt à l'investissement n'est pas disponibles pour toutes les firmes[109].

7. SH27 : Situation de *tax exhaustion*

Si la firme est en situation de *tax exhaustion*, c'est quelle ne peut pas déduire les intérêts de la base fiscale et par suite un signe négatif est prévu entre cette variable et les dettes. Le report de perte soit en avant ou en arrière constitue un indice que la société est en situation de *tax exhaustion* (Gropp (2002)).

Mackie Mason (1990) argumente que les firmes sont moins probables de se financer par les dettes quand elles ont des reports déficitaires ou elles ont une forte probabilité de faire face à un taux d'impôt zéro bien qu'elles ont des économies d'impôt élevées.

La septième sous hypothèse consiste à vérifier *les firmes qui sont en situation de tax exhaustion ont un levier faible.*

Lasfer (1995) a introduit une variable muette (indiquant que la firme est en situation de *tax exhaustion*) qui est égale à 1 si le taux effectif d'imposition est égal à zéro et elle est égale à zéro autrement. Cette définition est retenue dans la présente étude.

8. SH2.8 : Intégration de l'imposition personnelle

Chez la société, le taux d'imposition des bénéfices donne une estimation de l'avantage fiscal des dettes par la réduction de la charge fiscale suite à la déduction des intérêts. Toutefois, au niveau de l'imposition personnelle des investisseurs, l'économie d'impôt résultant d'un levier élevé est compensée par une imposition plus élevée des revenus des intérêts relativement aux revenus des actions.

---

[108] Auerbach (2001) argumente que bien qu'en utilisant des données de panel et en excluant les paiements d'intérêt eux-mêmes, l'estimation des économies d'impôt non liées à la dette peut être endogène, comme elles dépendent des choix d'investissement de la firme faits simultanément avec les décisions d'emprunt. Dans les analyses transversales, il y a peu de choses à faire à propos de cette endogeneïté, mais les données de panel offrent plus d'options.

[109] En plus, dans le système fiscal américain, les crédits d'impôt à l'investissement sont éliminés par la réforme de 1986.

Miller (1977) argumente que la pénalité d'imposition personnelle élimine l'avantage provenant du financement par la dette et par suite l'impôt n'entraîne pas une structure optimale du capital.

La huitième sous hypothèse 8 à tester stipule qu'*une imposition plus élevée des revenus des intérêts par rapport aux revenus des actions, réduit l'avantage net des dettes et par conséquent diminue le levier de la firme.*

Alworth et Arachi (2001) ont mesuré l'avantage net de la dette par rapport à celui des actions par le ratio du revenu des intérêts par rapport à celui des actions comme étant égal à: $\frac{(1-m_b)}{(1-\tau)[\alpha(1-m_p)\theta+(1-\alpha)(1-z)]}$, avec m_b est le taux d'imposition des intérêts appliqué pour les investisseurs; τ est le taux d'imposition de la firme; m_p est le taux d'imposition des dividendes; α est le ratio de distribution des dividendes; z est le taux d'imposition du gain en capital. θ représente les dividendes supplémentaires (avant impôt personnel) que les actionnaires peuvent recevoir si une unité des bénéfices est distribuée. Dans le cadre du système classique, $\theta = 1$; alors que dans le cadre du système d'imputation $\theta = (1-c)^{-1}$ avec c est le taux d'imputation (crédit d'impôt sur dividendes). Le terme $(1-\tau)$ au dénominateur représente l'effet de l'impôt sur les sociétés. L'effet de l'imposition personnelle est capturé par la fraction : $\frac{(1-m_b)}{[\alpha\ (1-m_p)\theta+(1-\alpha)\ (1-z)]}$

De sa part, Graham (1999) a étudié l'effet de l'imposition personnelle sur la décision de financement de l'entreprise. Il a examiné si l'importance de financement par les dettes varie avec la charge d'impôt personnel[110].

Il a établi deux modèles de régression, le premier inclue l'imposition personnelle des investisseurs et le deuxième modèle élimine cette variable.

En suivant Alworth et Arachi (2001), on a retenu le ratio du revenu des intérêts par rapport à celui des actions comme variable explicative[111] tout en tenant compte de l'imposition des personnes physiques et morales et du taux d'imposition de la société.

Les revenus des intérêts, pour les personnes morales, constituent des produits financiers inclus dans le bénéfice soumis à l'impôt sur les sociétés. De même pour les personnes

[110] Il a étudié aussi si l'imposition personnelle est mieux mesurée comme variable unique à travers toutes les firmes dans une année où elle varie à travers les firmes dépendant de leur politique de dividendes.

[111] En cas où les dividendes, les gains en capital et les intérêts sont intégrés dans l'imposition personnelle, le taux pris est celui correspondant à la tranche supérieure du barème d'imposition, c'est l'hypothèse de l'homogénéité des actionnaires.

physiques (annexe 1.16), les revenus des intérêts sont inclus dans le revenu total avec application du régime du prélèvement obligatoire pour la France.

§3. Formulation de la troisième hypothèse

A partir des deux hypothèses principales découle une troisième hypothèse qui stipule que l'imperfection du marché résultant de la prise en compte de l'effet de la fiscalité sur les décisions d'investissement et de financement a un impact sur la valeur de la firme.

Les variables utilisées pour vérifier les deux hypothèses précédents et dont les résultats ont montré qu'elles ont un pouvoir explicatif significatif sur les décisions d'investissement et les modalités de financement des investissements sont utilisées dans un troisième modèle testant leur impact sur la valeur de la firme.

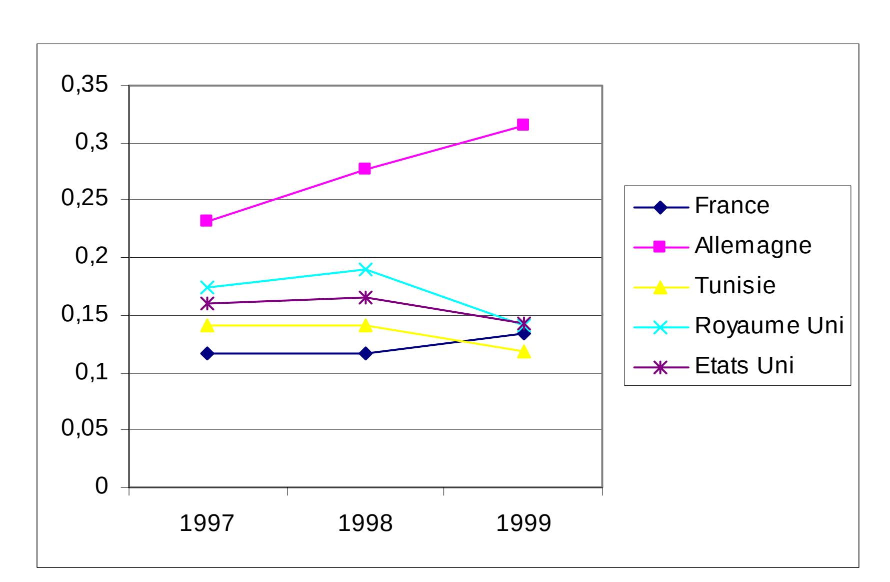
Section 2 : Analyse descriptive des données

Le tableau 2.3 présente la synthèse des statistiques descriptives (moyennes et écart types) des variables retenues dans les modèles à tester et ce pour la période de trois ans que nous présentons une à une. L'examen de ce tableau révèle que les sociétés allemandes ont, en moyenne, le taux d'investissement en immobilisations corporelles le plus élevé (29,6%) alors que les sociétés françaises ont le taux le plus faible (12,6%). Pour les sociétés américaines, tunisiennes et anglaises ce taux varie entre (13%) et (16,5%). L'écart type est notamment élevé pour les données allemandes et anglaises.

Le graphique 1 affiche que le taux d'investissement déterminé à partir des données allemandes est en évolution, il a connu une augmentation de 8% durant la période de l'étude. Alors que les taux d'investissement déterminés à partir des données américaines, anglaises et tunisiennes ont connu une légère hausse en 1998 puis ils ont baissé. Les trois courbes pour ces trois pays ont la même allure. Le taux d'investissement obtenu des données françaises est en état de stagnation en 1997 et 1998 avec une légère augmentation en 1999.

Les TEMI déterminés selon les données françaises et allemandes sont proches et ils sont les plus élevés (32%). De même, les TEMI déterminés selon les données américaines et anglaises se rapprochent avec une variation de 3% en moyenne alors que le TEMI déterminé selon les données tunisiennes est le plus faible.

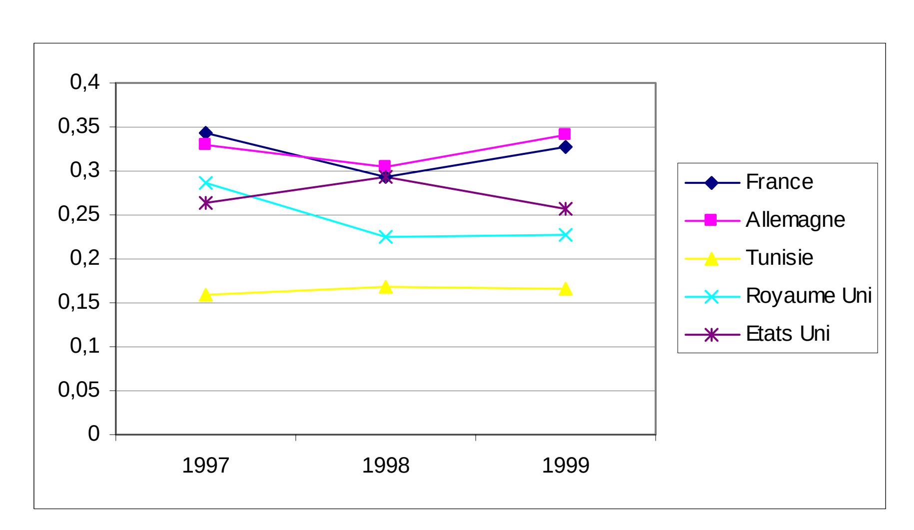
Graphique 1 : Evolution du taux d'investissement



A partir du graphique 2 on observe que les TEMI obtenus des données allemandes et françaises n'ont pas connu une variation importante durant la période de l'étude et les courbes traçant l'évolution du TEMI ont la même allure. Pour la Tunisie, le TEMI est en stagnation au taux de 16%. En revanche, au niveau des données anglaises, le TEMI a connu une baisse de 6% en 1998 et se stabilise au même taux en 1999. Aux Etats-Unis, le TEMI varie d'une année à une autre, il a connu une hausse de 3% en 1998 puis il a baissé de nouveau en 1999 (de 3,5%).

Les données allemandes enregistrent une économie d'impôt résultant des dotations d'amortissement la plus élevée (30%) alors que cette économie est faible au niveau des autres pays et elle varie entre (2%) et (3%). L'écart type dans ce cas est très faible sauf pour les données allemandes

Graphique 2 : Evolution du TEMI



Les données tunisiennes représentent le pourcentage le plus élevé de sociétés ayant des reports déficitaires (17%) alors que les sociétés françaises ont le pourcentage le plus faible (8%). Pour les autres sociétés, ce pourcentage varie entre (14%) et (16%). L'écart type est élevé pour toutes les données.

Le ratio q de Tobin avant ajustement fiscal est, en moyenne, le plus élevé (3,56) pour les sociétés allemandes. Nous observons, ensuite, dans un ordre décroissant les ratios q de Tobin constatés pour les sociétés tunisiennes (2,42), américaines (1,73), anglaises (1,16) et françaises (0,96).

L'ajustement par l'impôt des opportunités d'investissement a fait augmenter en moyenne le q de Tobin. A cet effet, le ratio q de Tobin ajusté d'impôt (sans tenir compte de l'imposition personnelle) QTAI1[112], le plus élevé est constaté au niveau des sociétés allemandes (5,5). Le même ordre décroissant des ratios q de Tobin constaté précédemment est observé au niveau des sociétés tunisiennes (3,6), américaines (2,55), anglaises (1,59) et celui déterminé pour les sociétés françaises est toujours le plus faible (1,49).

Au niveau de tous les pays sauf la France, on a constaté que le q de Tobin ajusté de l'imposition personnelle des investisseurs personnes morales est plus élevé que celui constaté en tenant compte de l'imposition personnelle des investisseurs personnes physiques et on a constaté toujours la même évolution progressive des valeurs de q entre les pays.

Le coût du capital avant tout ajustement fiscal est faible, il varie entre (3%) constaté pour les données allemandes et (9%) constaté pour les données françaises. Les ajustements fiscaux sont très importants au niveau des données allemandes pour lesquelles on a enregistré le taux le plus élevé (23%), soit une augmentation de 90%. De même, pour les autres pays, les ajustements fiscaux sont importants et le coût d'usage varie entre (14%) constaté pour les données tunisiennes et (18,5%) constaté pour les données américaines. L'écart type est faible notamment pour les données tunisiennes et françaises.

La comparaison des sources de financement montre que les sociétés américaines, anglaises et françaises font recours de plus aux fonds internes par rapport aux dettes, les sociétés tunisiennes font recours de plus aux dettes par rapport aux fonds internes, alors

[112]Il est à noter q'au niveau des donnée tunisiennes QTAI1=QTAI3 et au niveau des données allemandes QTAI3=QTAI2.

que les sociétés allemandes font recours dans les mêmes proportions aux fonds internes et aux dettes[113]. La proportion de l'émission de nouvelles actions est faible pour toutes les données.

Tableau 2. 3 : Statistiques descriptives des variables retenues dans les modèles[114]

	France	Allemagne	Royaume Uni	Etats-Unis	Tunisie
IBIC	0,12608	0,29605	0,16564	0,15472	0,13016
	(0,08208)	(0,59078)	(0,36898)	(0,13707)	(0,13159)
TEMI	0,32448	0,32092	0,24622	0,27070	0,16656
	(1,32154)	(0,36280)	(0,37606)	(0,45000)	(0,14056)
EIDDA	0,03473	0,29761	0,03316	0,03836	0,02408
	(0,01716)	(1,14613)	(0,05950)	(0,04496)	0,01856)
QTNAI[115]	0,96378	3,56356	1,16227	1,72771	2,42058
	(0,87167)	(6,45221)	(1,10376)	(1,74015)	(3,88464)
QTAI1	1,49648	5,50730	1,59584	2,54879	3,60770
	(1,44868)	(10,18541)	(1,55692)	(2,70201)	(5,95514)
QTAI2	0,72052	8,33839	1,99424	3,09375	5,61291
	(0,76625)	(14,76870)	(0,16085)	(3,05022)	(9,17264)
QTAI3	1,63820	8,33839	1,89316	2,32745	3,60770
	(1,59199)	(14,76870)	(1,81531)	(2,26063)	(5,95514)
CCNAI	0,09650	0,03147	0,04933	0,04603	0,08326
	(0,98590)	(0,00681)	(0,01647)	(0,01548)	(0,01361)
CUAI	0,18050	0,23039	0,15435	0,18532	0,14224
	(0,07985)	(0,44872)	(0,18560)	(0,17974)	(0,07318)
CF	0,16071	0,43182	0,20202	0,15871	0,19550
	(0,13788)	(2,78911)	(0,64440)	(0,32499)	(0,22256)
D	0,10955	2,52221	0,31404	0,62423	1,11797
	(0,12970)	(11,94990)	(0,60623)	(0,93373)	(2,35018)
ENA	0,00989	0,01579	0,00696	0,01767	0,05519
	(0,06250)	(0,38482)	(0,09801)	(0,37368)	(0,18604)
L	0,13772	0,31274	0,12930	0,26003	0,48688
	(0,10453)	(0,15556)	(0,10427)	(0,32192)	(0,25092)
EIDID	0,08045	0,02746	0,44540	0,05928	0,00084
	(0,16570)	(0,04285)	(3,99176)	(0,16933)	(0,00263)
EINLD	0,04700	0,05351	0,05416	0,04751	0,04542
	(0,02335)	(0,03337)	(0,08455)	(0,01957)	(0,03380)
IPPP	0,79170	0,80826326	0,54921	0,88058	0,65
	(0,25045)	(39,609289)	(0,30183)	(1,35242)	(0)
IPPM	0,73794	0,90109	0,83536	1,03712	0,41543
	(0,24397)	(0,30377)	(0,16837)	(0,15100)	(0,49465)
CR	2,427870	0,2916456	7,0108827	5,169373	0,3444516
	(3,378931)	(0,7558162)	(4,752556)	(3,905414)	(0,486308)
RE	0,08038	0,06330	0,11903	0,07702	0,05816
	(0,06414)	(0,07007)	(0,47826)	(0,17041)	(0,11994)

[113] Le ratio des fonds propres par rapport au total actif est égal respectivement (31,06%) pour les données allemandes, (43,25%) pour les données américaines, (43%) pour les données tunisiennes, (45,06%) pour les données anglaises et (37,7%) pour les données françaises.

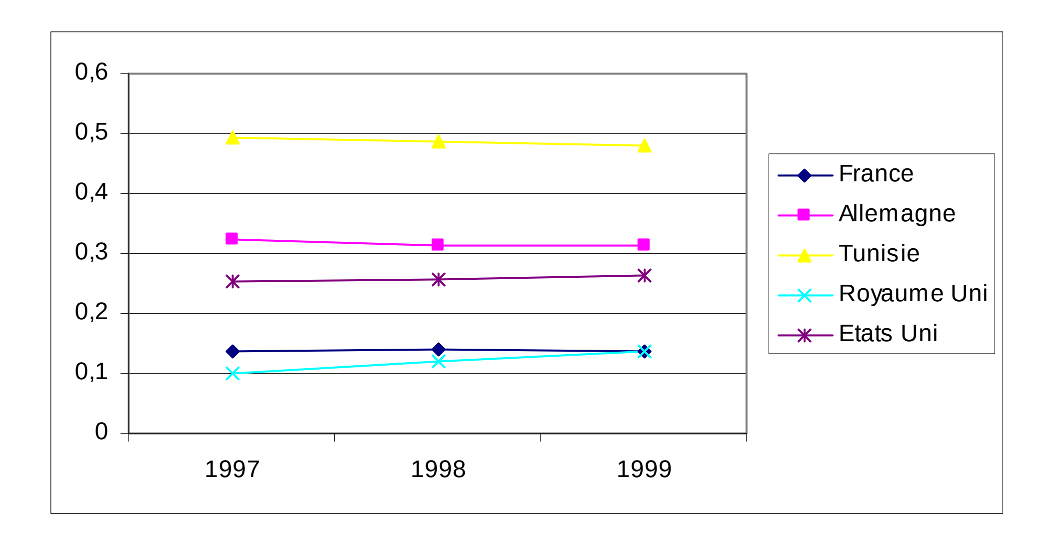
[114] La première ligne correspond à la moyenne de chaque variable. L'écart type est présenté entre parenthèses.

[115] Cette variable est équivalente à la variable valeur de la firme (VF) définie comme variable endogène du troisième modèle à estimer dans la présente recherche.

Le graphique 3 montre que le levier est pratiquement constant au niveau des données allemandes, américaines, françaises et tunisiennes. Il n'a pas varié à l'exception d'une légère baisse en 1998 pour les données allemandes et une légère hausse au niveau des données américaines. Les quatre courbes représentant les leviers pour ces pays ont une présentation rectiligne. Par contre, le levier déterminé à partir des données anglaises est plus faible par rapport aux autres leviers et il a une tendance à la hausse.

Les sociétés anglaises ont une économie d'impôt résultant de la déduction des intérêts relatifs aux dettes la plus élevée (44,5%) alors que les sociétés tunisiennes enregistrent en moyenne une économie d'impôt très faible. Pour les autres pays, cette économie est très faible et elle varie entre (2%) et (8%). L'écart type est faible à l'exception des données anglaises.

Graphique 3 : Evolution du levier comptable



Le ratio des dotations d'amortissement par rapport au total des actifs représentant l'économie d'impôt non liée à la dette varie, en moyenne, entre 4% et 5% avec un écart type très faible pour tous les pays.

Le rapport d'imposition des revenus des intérêts par rapport à celui des actions (dividendes et gains du capital), des investisseurs personnes physiques, déterminé pour les données américaines est en moyenne le plus élevé (0,88) alors que celui déterminé au niveau des données anglaises est le plus faible (0,54). Les données allemandes et françaises ont des rapports qui sont proches. Ce rapport est une constante pour toutes les sociétés tunisiennes (0,65). L'écart type est élevé à l'exception des données tunisiennes.

Le rapport d'imposition des revenus des intérêts par rapport à celui des actions (dividendes et gains du capital), des investisseurs personnes morales, déterminé pour les données américaines est en moyenne le plus élevé (1,037) alors que celui déterminé au niveau des données tunisiennes est le plus faible (0,415). Pour les autres données, ce rapport est important et il varie entre (0,74) déterminé pour les données françaises et (0,90) déterminé pour les données allemandes. Ce rapport est de (0,835) pour les données anglaises. L'écart type est élevé notamment au niveau des données tunisiennes et allemandes.

La capacité de remboursement déterminée pour les données anglaises et américaines sont plus élevées que celles mesurées pour les autres pays tout en ayant un écart type élevé. Par contre, les données françaises présentent une capacité de remboursement plus élevée que celle calculée pour les données allemandes et tunisiennes.

Les sociétés anglaises ont le pourcentage de distribution des dividendes le plus élevé (87%) alors que les sociétés américaines ont le pourcentage le plus faible (47%). Le pourcentage de distribution est aussi élevé pour les sociétés françaises (86%). Les sociétés allemandes qui distribuent les dividendes représentent un pourcentage de 63% alors que les sociétés tunisiennes 55%.

La rentabilité économique est en moyenne faible, elle varie entre (12%) pour les données anglaises et (6%) pour les données tunisiennes et allemandes. L'écart type est élevé au niveau des données anglaises alors qu'il est faible pour les autres données.

Section 3 : La méthodologie de recherche

La méthodologie de recherche consiste à déterminer l'échantillon de l'étude, les sources des données, la période de l'étude et le choix de la méthode d'estimation économétrique des modèles.

§1. L'échantillon de l'étude

La présente étude est élaborée pour cinq pays représentant différents régimes d'imposition des sociétés et des individus : la France, l'Allemagne, le Royaume Uni, les Etats-Unis et la Tunisie. L'échantillon est composé de sociétés de capitaux qui sont soumises à l'impôt sur les sociétés[116]. L'échantillon initial est ainsi composé de 102

[116] Elles sont soumises, en cas d'application d'un barème progressif, au taux d'imposition correspondant à la tranche supérieure du bénéfice soumis à l'impôt.

sociétés industrielles françaises cotées à la bourse de Paris, 119 sociétés industrielles allemandes cotées à la bourse de Frankfurt, 154 sociétés industrielles anglaises cotées à la bourse de London, 159 sociétés industrielles américaines cotées à la bourse de New York et 71 sociétés industrielles tunisiennes (dont 10 sont cotées à la bourse de valeurs mobilière tunisienne. Ces sociétés sont de moyenne et de grande taille et elles appartiennent à plusieurs secteurs d'industrie : agro-alimentaire, chimique, mécanique et métallurgique, du textile et de l'habillement, des matériaux de construction céramique et de verre, électriques, électroniques et électroménager.

Toutes les sociétés incluses dans l'échantillon sont soumises à l'impôt sur les sociétés. Ainsi, ne sont pas prises dans cet échantillon les sociétés en nom collectifs (qui sont soumises à un régime particulier d'imposition), les entreprises financières ou réglementées par les pouvoirs publics.

Plusieurs sociétés ont été éliminées de l'échantillon parce que certaines données ne sont pas disponibles. Par suite l'échantillon final (tableau 2.4) est composé de, 97 sociétés françaises, 103 sociétés allemandes, 96 sociétés anglaises, 123 sociétés américaines et 65 sociétés tunisiennes.

Tableau 2.4 : Echantillon de l'étude

	France	Allemagne	Royaume-Uni	Etats-Unis	Tunisie
Nombre de Sociétés	97	103	96	123	65
Nombre d'observations	291	309	288	369	195
Cotation Boursière	Paris	Frankfurt	London	New York	BVMT

§2. Les sources des données

L'étude porte sur des données de panel composées des états financiers des sociétés industrielles. Ces états financiers sont composés du bilan, de l'état de résultat, de l'état de flux de trésorerie, des notes aux états financiers et du décompte fiscal.

Les sources des données utilisées se diffèrent :

- Les données portant sur les sociétés tunisiennes cotées sont obtenues du Bulletin Officiel du Conseil du Marché Financier (CMF) alors que celles portant sur les sociétés tunisiennes non cotées sont obtenues du Journal Officiel de la République Tunisienne et des rapports annuels.

- Les données portant sur les sociétés des autres pays (la France, l'Allemagne, le Royaume Uni et les Etats-Unis) sont obtenues de la base de données internationale Data Stream.

A. Particularités relatives à la base Data Stream

Data Stream est une base de données internationale qui présente des états financiers, des analyses financières et boursières pour une multitude de sociétés de plusieurs pays dans le monde entier.

En plus des informations comptables, Data Stream présente des informations portant sur la situation fiscale des sociétés des pays étudiés notamment la prise en compte de l'impôt différé et de l'impôt à l'étranger. Les données sur les sociétés anglaises sont plus exhaustives, elles tiennent compte, en plus, des avantages fiscaux, de l'impôt provenant des sociétés affiliées, de l'impôt sur exercices antérieurs et de certains ajustements fiscaux. Les données sur les sociétés françaises présentent les ajustements temporaires et permanents entre la fiscalité et la comptabilité.

Cette base se distingue en plus par les éléments suivants (voir annexe 2):

- Les états financiers présentés par Data Stream comportent le bilan, le compte de pertes et profits, l'état de cash-flow et des ratios financiers. Ces états financiers ne sont pas établis selon un modèle type déterminé selon les règles comptables d'établissement des états financiers pour chaque pays mais on trouve des rubriques qui regroupent des comptes représentant les immobilisations, les dettes exigibles, les créances, les capitaux propres, les profits (d'exploitation et financiers) et la répartition des profits soit pour payer l'impôt et les intérêts, soit pour distribuer les dividendes ou les réinvestir dans la société.

- Les états financiers représentent des données consolidées de groupes de sociétés.

- Les données anglaises, françaises et américaines ont les mêmes terminologies alors que les données allemandes ont une terminologie particulière.

- Les données représentent des ajustements fiscaux, ce qui explique la différence entre les rubriques résultat net (RN : 623) et bénéfice après impôt ajusté (BAIA :175).

- La charge d'impôt retenue par Data Stream (rubrique Impôt Publié, IP : 203) correspond à la totalité de la charge d'impôt supportée. Elle est présumée avoir pris en compte des incitations fiscales relatives aux investissements (dégrèvements fiscaux, crédit d'impôt)

- Le taux effectif d'impôt est déterminé selon Data Stream par le montant de la charge d'impôt total (IP : 203) divisé par le bénéfice avant impôt publié (BAIP: 154).

- Pour l'impôt à l'étranger, on suppose qu'on a déjà éliminé l'effet de la double imposition si les profits ont été imposés à l'étranger.

- En absence d'indication s'il s'agit de dépréciation économique ou fiscale on adopte l'hypothèse que la dotation de dépréciation reflète la dépréciation fiscalement déduite du bénéfice soumis à l'impôt.

- Data Stream ne comporte pas des données relatives au total des prélèvements obligatoires notamment les charges patronales sur les salaires, c'est ainsi notre étude empirique porte uniquement sur l'impôt sur les bénéfices.

- Les comptes relatifs à la charge d'impôt ne présentent pas le report des pertes d'exploitation sur les exercices antérieurs (report en arrière) ou sur les exercices futurs (report en avant).

- Absence d'information concernant l'impôt relatif aux communautés et les impôts locaux respectivement pour les données américaines et allemandes.

B. Particularités relatives aux données tunisiennes

Les données tunisiennes sont caractérisées par les éléments suivants :

- Le Bulletin Officiel du Conseil du Marché Financier et le Journal Officiel de la République Tunisienne fournirent des informations tirées seulement du bilan, de l'état de résultat et du cash-flow alors que les rapports annuels donnent des informations plus exhaustives (comptables et fiscales).

- La rubrique TFF (total des frais financiers) correspond, dans certains cas, au solde des charges et des produits financiers nets, de telle sorte cette rubrique ne donne pas une valeur exacte du montant des frais.

- L'information fiscale est absente dans les données tunisiennes sauf pour les sociétés disposant du tableau de détermination du résultat fiscal qui présente les ajustements fiscaux et les exonérations éventuelles provenant soit de l'export ou des dégrèvements fiscaux suite à un réinvestissement au sein de la société ou suite à une souscription dans une autre société éligible au code d'incitations aux investissements.

§3. La période de l'étude

La période de l'étude s'étale de 1996 jusqu'à 1999. L'année de clôture correspond à l'année fiscale. Toutefois, une année est perdue vu qu'on a déterminé la variation pour mesurer certaines variables telle que l'IBIC. Par conséquent, les modèles sont estimés uniquement pour trois ans.

§4. La validation empirique

Tout en se référant aux travaux théoriques et aux études précédents, la validation empirique des hypothèses est effectuée dans le cadre d'une approche quantitative tout en estimant des modèles qui utilisent des variables relatives aux théories expliquant les liens entre la fiscalité et les décisions d'investissement et de financement au sein de la firme et l'impact sur la valeur de la firme dans le cadre de systèmes fiscaux différents.

A. Présentation des modèles estimés

Dans le cadre de la présente étude, trois modèles sont estimés. Le premier porte sur les déterminants de l'investissement en fonction de variables non liées à la fiscalité et d'autres variables fiscales. Le deuxième modèle porte sur les déterminants du niveau d'endettement dont certains ne sont pas liés à la fiscalité et d'autres se rapportent à la fiscalité et le troisième modèle concerne la valeur de la firme en fonction du contexte fiscal.

Dans le premier modèle testant l'effet de l'intégration de la fiscalité sur l'investissement (H1), la variable relative à la décision d'investissement mesurée par le rapport des IBIC/TICB est expliquée, dans un premier temps, par un premier groupe de variables non fiscales, il s'agit du cash-flow (CF), des dettes (D), de l'émission de nouvelles actions (ENA), du ratio q de Tobin représentant les opportunités d'investissement (QTNAI) et du coût du capital non ajustés d'impôt (CCNAI). Dans un deuxième temps, ces deux variables sont ajustées par l'effet de l'impôt. Ensuite, des variables fiscales sont introduites successivement au modèle de base pour tester leurs effets sur le niveau d'investissement. Ces variables concernent le q de Tobin (QTAI) et le coût d'usage ajustés d'impôt (CUAI); ainsi que des variables purement fiscales qui testent directement l'effet de l'impôt, il s'agit du taux effectif moyen d'imposition (TEMI), de l'économie d'impôt résultant de la déduction des amortissements (EIDDA) et d'une variable muette représentant la situation fiscale de la société (VMEX). Chacune de ces variables teste une sous hypothèse de l'hypothèse principale H1.

Le premier modèle d'investissement (en actifs corporels) estimé en absence de fiscalité est exprimé en deux versions à cause d'une forte corrélation du cash flow avec les dettes au niveau des données allemandes. L'équation 1 est exprimée comme suit :

$$IBIC_{i,t}=\beta_0+\beta_1 IBIC_{i,t-1} +\beta_2 CF_{i,t}+ \beta_3 ENA_{i,t} + \beta_4 QTNAI_{i,t} + \beta_5 CCNAI_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad (1)$$

L'équation 2 est exprimée comme suit :

$$IBIC_{i,t} = \beta_0+\beta_1 IBIC_{i,t-1} +\beta_2 D_{i,t}+ \beta_3 ENA_{i,t} + \beta_4 QTNAI_{i,t} + \beta_5 CCNAI_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad (2)$$

Cette dernière équation est retenue comme modèle de base[117] auquel nous introduisons successivement les variables fiscales. Dans cette équation, l'investissement est expliqué par la variable retardée endogène, par les dettes, l'émission de nouvelles actions, le ratio de q de Tobin et le coût du capital non ajustés d'impôt.

Le modèle d'investissement estimé après intégration de la fiscalité est le suivant :

$IBIC_{i,t} = \beta_0+\beta_1 IBIC_{i,t-1} +\beta_2 D_{i,t}+ \beta_3 ENA_{i,t} + \beta_4 VFISC_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ (3) (version 1 à 7) où VFISC représente successivement chacune des variables fiscales introduites (QTAI1, QTAI2, QTAI3, CUAI, TEMI, EIDDA et VMEX).

Dans le but de tester l'effet global de la politique fiscale sur le niveau d'investissement, nous avons inclus simultanément dans le modèle initial toutes les variables fiscales déjà citées précédemment.

Dans le deuxième modèle testant l'effet de l'impôt sur le choix du mode de financement de l'investissement H2, l'approche empirique consiste à estimer le levier comptable par un premier groupe de variables non fiscales qui comporte le ratio de q de Tobin non ajusté d'impôt (QTNAI), la rentabilité économique (RE), la capacité de remboursement (CR) prise comme indicateur de détresse financière et une variable muette relative à la distribution des dividendes (VMDIV). Chacune de ces variables teste une sous hypothèse de l'hypothèse principale H2.

Le deuxième modèle de base ainsi estimé en absence de fiscalité est le suivant :

$$L_{i,t} = \beta_0+ \beta_1 L_{i,t-1}+ \beta_2 QTNAI_{i,t}+\beta_3 RE_{i,t}+\beta_4 CR_{i,t}+\beta_5 VMDIV_{i,t}+ \varepsilon_{i,t} \qquad (4)$$

Le modèle de financement estimé après intégration de la fiscalité est le suivant :

$L_{i,t}=\beta_0+\beta_1 L_{i,t-1}+\beta_2 QTNAI_{i,t}+\beta_3 RE_{i,t}+\beta_4 CR_{i,t}+\beta_5 VMDIV_{i,t}+\beta_6 VFISC_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ (5) (version 1 à 8) où VFISC est successivement chacune des variables fiscales introduites à savoir l'économie d'impôt résultant de la déduction des intérêt des dettes (EIDID), l'économie d'impôt non liée à la dette (EINLD), une variable muette relative à la situation fiscale de

[117] A partir des résultats obtenus (voir chapitre suivant, section 2), ce modèle est plus significatif que le modèle précédent.

la firme (VMEX), l'imposition personnelle des investisseurs personnes physiques (IPPP) et morales (IPPM) en plus de l'inclusion des trois mesures du ratio q de Tobin ajustées d'impôt (QTAI1, QTAI2 et QTAI3).

Similairement au modèle précédent, afin de vérifier l'impact global de la politique fiscale sur le niveau d'endettement, nous avons inclus simultanément dans le modèle initial toutes les variables fiscales qui ont été introduites une à une.

Dans le troisième modèle testant les incidences sur la valeur de la firme en fonction du contexte fiscal, les variables incluses dans les modèles précédents et dont les résultats ont montré qu'elles ont un pouvoir explicatif significatif sur les décisions d'investissement et de financement sont utilisées dans un troisième modèle testant leur impact sur la valeur de la firme.

h (Z) = f (X) ∘ g(Y), avec h (Z) représente l'ensemble de variables susceptibles d'influencer la valeur de la firme, f (X) représente l'ensemble de variables susceptibles d'influencer la décision d'investissement et g(Y) représente l'ensemble de variables susceptibles d'avoir un effet significatif sur le financement.

Après estimation des deux modèles précédents, le troisième modèle de la valeur de la firme retenu est le suivant :

$$VF_{i,t}=\beta_0+\beta_1 VF_{i,t-1}+\beta_2 ENA1_{i,t}+\beta_3 CUAI_{i,t}+\beta_4 VMEX_{i,t}+\beta_5 L_{i,t}+\beta_6 EIDID_{i,t}+\beta_7 EINLD_{i,t}+\varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

La valeur de la firme est égale à la somme de la valeur de marché de la firme et le total des emprunts divisée par le total des actifs. En fait, elle correspond à la valeur de q de Tobin avant tout ajustement d'impôt. Il est à noter que, dans le but d'harmoniser les chiffres, la variable d'émission de nouvelles actions est subdivisée par le total des actifs[118] (définie ENA1). De même, les différentes mesures de q de Tobin ajustées d'impôt n'ont pas été retenues car elles sont très fortement corrélées avec la variable QTNAI qui est équivalente à la valeur de la firme.

B. La méthode d'estimation économétrique des modèles

Les modèles testés portent sur l'effet de l'impôt sur l'investissement, le financement et les implications sur la valeur de la firme. Les modèles d'investissement et de financement sont caractérisés par la présence de la variable endogène retardée d'une période, respectivement $(IBIC/TICB)_{i,t-1}$ et $(L/TA)_{i,t-1}$.

Cette spécification dynamique provient de l'hypothèse d'existence de coûts

[118] Contrairement au modèle d'investissement dans lequel elle est subdivisée par le total des immobilisations brutes corporelles.

d'ajustements. Les trois estimateurs habituellement utilisés dans le cas d'estimation sur données de panel, à savoir l'estimateur des moindres carrés ordinaires (MCO), l'estimateur "within" et l'estimateur des moindres carrés généralisés (MCG), sont biaisés lorsque la variable endogène retardée se trouve parmi les variables explicatives. Dans ce cas, des estimateurs à variables instrumentales doivent être utilisés.

1. Argumentation du choix de la méthode d'estimation économétrique

Le choix de la méthode d'estimation économétrique est influencé par la présence de la variable endogène retardée parmi les variables explicatives (Sevestre (2002) et Joumady (2002)).

a. Présence de la variable endogène retardée et biais des estimateurs

Le modèle d'investissement se présente (sans préciser si l'effet spécifique μ_i est certain ou aléatoire) comme suit :

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + \beta x_{it} + \mu_i + v_{it} \quad (7),$$

i = 1,...,N;t = 1,...,T.'

(1) Biais dans l'estimateur des MCO

L'estimateur des MCO n'est pas biaisé lorsque toutes les variables explicatives sont exogènes. Toutefois, cet estimateur n'est pas efficace en cas de présence d'effet spécifique puisqu'il ignore la structure composée de l'erreur.

Cet estimateur est fortement biaisé lorsque la variable endogène retardée se trouve parmi les variables explicatives. En effet, comme y_{it} est une fonction de μ_i, $y_{i,t-1}$ est également fonction de μ_i. Ainsi, $y_{i,t-1}$, une des variables explicatives, est corrélée avec l'effet spécifique. Dans ce cas, l'estimateur des MCO est biaisé, quelques soient les propriétés de v_{it}.

(2) Biais de l'estimateur "within" dans le modèle à effet spécifique certain

Le modèle à effet fixe suppose que l'effet spécifique μ_i de l'équation (7) est certain. Dans ce cadre, l'estimateur "within" (ou encore appelé estimateur des moindres carrés à variables muettes) est sans biais et il est efficace sous certaines hypothèses dont l'absence de la variable endogène retardée parmi les variables explicatives.

En effet, dans le cas d'un modèle autorégressif à effet fixe, l'estimateur "within" est biaisé, tant que le nombre de périodes T est fixe (Sevestre et Trognon, 1992), ce qui est souvent le cas dans les études économétriques appliquées. La transformation "within"

élimine l'effet fixe certain μ_i, mais $\left(y_{i,t-1}-\overline{y}_{i-1}\right)$ est corrélé avec $\left(v_{it}-\overline{v}_i\right)$. Ceci provient du fait que $y_{i,t-1}$ est corrélé avec $\overline{V_i}$ par construction (ce dernier terme contenant $v_{i,t-1}$).

(3) Biais de l'estimateur MCQG dans le modèle à effet aléatoire

Le modèle à erreur composée suppose que l'effet spécifique μ_i de l'équation (7) est aléatoire. On peut alors réécrire le modèle (7) de la sorte :

$y_{it}=\delta y_{i,t-1}+\beta x_{it}+u_{it}$ (8),

$u_{it}=\mu_i+v_{it}$

$i = 1,..., N; t = 1,..., T.$

L'estimateur des MCQG peut-être calculé en utilisant l'estimateur des MCO sur l'équation (8) transformée :

$\left(y_{i,t}-\theta\overline{y}_{i.}\right)=\left(y_{i,t-1}-\theta\overline{y}_{i.,-1}\right)\delta+\left(x_{i,t}-\theta\overline{x}_{i.}\right)\beta+\left(u_{i,t}-\theta\overline{u}_{i.}\right)$ (9) , avec $\theta=\frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2+T\sigma_u^2}$.

Sevestre et Trognon (1992) indiquent que cet estimateur est biaisé dans le cas de variable dépendante retardée. Le problème est similaire à celui rencontré par l'estimateur "within". Dans ce cas, la variable endogène retardée transformée $\left(y_{i,t-1}-\theta\overline{y}_{i.,-1}\right)$ est corrélée avec les résidus transformés $\left(u_{i,t-1}-\theta\overline{u}_{i.,-1}\right)$. Pour généraliser, on peut considérer les estimateurs de "classe-λ", définis pas l'application des MCO au modèle transformé : $\left(W_n+\sqrt{\lambda}B_n\right)y=\left(W_n+\sqrt{\lambda}B_n\right)y_{-1}\delta+\left(W_n+\sqrt{\lambda}\overline{B}_n\right)x\beta+\left(W_n+\sqrt{\lambda}\overline{B}_n\right)u$ (10) avec W la transformation "within" et $\overline{B}$ la transformation "between".

En fonction de la valeur de λ, on retrouve les estimateurs habituellement utilisés pour les données de panel, comme l'estimateur "within" $(\lambda = 0)$, l'estimateur des MCO $(\lambda = 1)$ et l'estimateur des MCG $(\lambda = \theta^2)$. Lorsque $\delta = 0$, le modèle n'est plus autorégressif et alors ces estimateurs sont consistants. En revanche, si $\delta \neq 0$ comme c'est le cas de notre modèle d'investissement, ces trois estimateurs sont biaisés (asymptotiquement), et on a (Sevestre et Trognon, 1992) : $\lim_{N\to\infty}\hat{\delta}(0)<\delta<\lim_{N\to\infty}\hat{\delta}(\theta^2)<\lim_{N\to\infty}\hat{\delta}(4)$.

b. Présence de la variable endogène retardée et estimateurs efficaces

Les travaux précédents ont montré qu'il existe des estimateurs efficaces dans le cas de modèles dynamiques sur données de panel. En fait plusieurs méthodes d'estimations

permettent de prendre en compte l'aspect dynamique d'un modèle et proposent des estimateurs sans biais.

La technique classique lorsque des variables sont corrélées avec le terme d'erreur est d'utiliser des estimateurs à variables instrumentales, ainsi, dans le cas de modèles dynamiques, des estimateurs à variables instrumentales, ou utilisant la méthode des moments généralisés ont été proposés, notamment par Balestra et Nerlove (1966), Anderson et Hsiao (1981), Arellano et Bond (1991) et Ahn et Schmidt (1995).

(1) Estimateur de Balestra et Nerlove (1966)

Balestra et Nerlove (1966) ont montré qu'il est possible d'avoir des estimations consistantes, c'est à dire convergentes et efficaces des paramètres d'un modèle dynamique à erreur composée. L'estimateur de Balestra-Nerlove consiste à estimer par la méthode des variables instrumentales le modèle (8) :

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + \beta x_{it} + u_{it} ,$$

$$u_{it} = \mu_i + v_{it}$$

$i = 1,..., N; t = 1,..., T.$

en prenant comme instruments les valeurs courantes et retardées des variables explicatives (hors la variable endogène retardée): x_{it} ,$x_{i,t-1}$, $x_{i,t-2}$ …Toutefois, cet estimateur n'est pas aussi efficace, étant donné qu'il ignore la structure composée de l'erreur.

L'estimateur de Balestra-Nerlove peut-être adapté au cas d'un modèle dynamique à effet fixe (Sevestre et Trognon, 1992). Dans ce cas, on estime par la méthode des variables instrumentales le modèle (7) $y_{it} = \delta\, y_{i,t-1} + \beta\, x_{it} + \mu_i + v_{it}$ (avec μ_i les effets fixes certains) en utilisant comme instruments la matrice Z' = (D,Z). Avec Z la matrice des valeurs courantes et retardées des variables explicatives (hors la variable endogène retardée): x_{it} ,$x_{i,t-1}$,$x_{i,t-2}$,... et D l'ensemble des variables muettes correspondantes aux effets spécifiques individuels certains.

Les deux autres estimateurs, celui d'Anderson et Hsiao (1981) et celui d'Arellano et Bond (1991) transforment le modèle à estimer en prenant la différence première des variables. Ceci permet d'éliminer les effets fixes, responsables du biais de l'estimateur MCO.

(2) Estimateur d'Anderson et Hsiao (1981)

Anderson et Hsiao (1981) ont proposé un estimateur dans le cadre d'un modèle à effet fixe certain. Le modèle (7) est transformé en prenant les différences premières des variables, de manière à éliminer l'effet spécifique individuel μ_i :

$$(y_{it} - y_{i,t-1}) = \delta(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \beta(x_{it} - x_{i,t-1}) + (v_{it} - v_{i,t-1})$$

i = 1,..., N; t = 1,..., T.

Pour simplifier, on notera ce modèle sous la forme :

$$dy_{it} = \delta dy_{i,t-1} + \beta dx_{it} + dv_{it} \quad (11)$$

avec la lettre d placée devant une variable correspond à l'opérateur différence première.

Cette transformation permet d'éliminer la source du biais présent lors de l'utilisation des MCO sur l'équation (7). Dans cette nouvelle équation, $dy_{i,t-1}$ est corrélé avec dv_{it}, l'estimateur des MCO est biaisé. Anderson et Hsiao (1981) proposent alors d'utiliser un estimateur à variables instrumentales, en instrumentant l'équation en différences premières soit par $(y_{i,t-2}, x_{it} - x_{i,t-1})$ soit par $(y_{i,t-2} - y_{i,t-3}, x_{it} - x_{i,t-1})$. En effet, les variables $y_{i,t-2}$ et $dy_{i,t-2}$ sont des instruments valides puisqu'elles sont corrélées avec $dy_{i,t-1}$, mais ne sont pas corrélées avec les erreurs dv_{it}, sous l'hypothèse que ces erreurs ne sont pas auto corrélées.

Arellano et Bond (1991) ont montré que ces estimateurs à variables instrumentales d'Anderson et Hsiao, bien qu'ils sont consistants sous certaines hypothèses (dont l'indépendance sérielle des erreurs), ne sont pas efficients, car ils ne prennent pas en compte toutes les conditions d'orthogonalité qui existent entre les valeurs retardées de y_{it} et les erreurs v_{it}. Notamment que la covariance entre les variables y_{it} retardées et les résidus est nulle.

(3) Estimateur d'Arellano et Bond (1991)

Arellano et Bond (1991) proposent un estimateur plus efficace basé sur l'utilisation des instruments supplémentaires, déterminant alors un ensemble de conditions sur les moments; d'où le nom d'estimation par la méthode des moments généralisé (MMG). L'estimateur d'Arellano et Bond a été très largement utilisé pour l'estimation des modèles d'investissement sur données de panel[119] (Bond et Meghir, 1994, Jaramillo,

[119] Une des raisons de l'ampleur de l'utilisation de cet estimateur est l'existence d'un programme (Dynamic Panel Data écrit sous GAUSS par Arellano et Bond (1998) permettant de calculer de nombreux estimateurs sur données de panel.

Schiantarelli et Weiss, 1996 et Hall, Mairesse et Mulkay, 1999).

Les estimations menées par la méthode des MMG utilisent le modèle transformé en terme de différences premières (équation (11)). Sous l'hypothèse que les erreurs v_{it} ne sont pas auto corrélées, dv_{it} est orthogonal aux valeurs passées de x et de y, et ainsi, $y_{i,t-2}$, $y_{i,t-3}$, … $dx_{i,t-2}$, $dx_{i,t-3}$, …sont des instruments valides. L'équation (8) peut être alors décomposées sous la forme suivante (avec $t = 3$ correspondant à la première période où l'on observe cette relation):

Pour $t = 3$: $(y_{i3} - y_{i2}) = \delta(y_{i2} - y_{i1}) + (x_{i3} - x_{i2})\beta + (v_{i3} - v_{i2})$

Pour $t = 4$: $(y_{i4} - y_{i3}) = \delta(y_{i3} - y_{i2}) + (x_{i2} - x_{i1})\beta + (v_{i4} - v_{i3})$

Pour $t = T$: $(y_{iT} - y_{i,T-1}) = \delta(y_{i,T-1} - y_{i,T-2}) + (x_{iT} - x_{i,T-1})\beta + (v_{iT} - v_{i,T-1})$

Pour $t=3$, y_{i1} est un instrument valide pour $(y_{i2} - y_{i1})$, puisqu'ils sont fortement corrélés entre eux, et que y_{it} n'est pas corrélée avec $(v_{i3} - v_{i2})$, tant que v_{it} n'est pas auto corrélée. $(x_{i3} - x_{i2})$ est lui aussi un instrument valide pour $(y_{i2} - y_{i1})$, dans l'hypothèse où $(x_{i3} - x_{i2})$ est exogène. La question de l'amplitude de la corrélation avec $(y_{i2} - y_{i1})$ est d'importance même si elle est peu développée dans les études d'économétrie appliquée (Bound et al (1995), cité par Hall et al (1999)). Pour $t=4$, les instruments possibles sont plus nombreux. En effet, on a d'une part y_{i2} et $(x_{i4} - x_{i3})$ qui sont valides pour les mêmes raisons que précédemment, et d'autre part y_{it} est également un instrument valide de $(y_{i2} - y_{i1})$. Enfin, pour $t=T$, l'ensemble des instruments possibles est $y_{i1}, y_{i2}, \ldots y_{i\,T-2}, (x_{iT} - x_{i\,T-1})$. On détermine ainsi un ensemble de $m = (T - 2)(T - 1)/2$ restrictions linéaires sur les moments, données par $E(Z'_i\, dv_i) = 0$. Avec $dv'_i = (v_{i3} - v_{i2}, \ldots, v_{iT} - v_{i,T-1}$ *et* $\dot{Z}_i = [\dot{Z}_1, \ldots, \dot{Z}_N]$ la matrice des instruments, telle que

$$Z_i = \begin{bmatrix} (y_{i1}, dx_{i3}) & & 0 \\ & (y_{I1}, y_{i2}, dx_{i4}) & \\ 0 & & (y_{i1}, y_{i2}, \cdots y_{iT-2}, dx_{iT}) \end{bmatrix}$$

Si l'on multiplie l'équation (8) par Z', on obtient sous forme matricielle :

$$Z'dy = Z'dy_{-1}\delta + Z'dx\beta + Z'du \quad (9)$$

L'estimation de l'équation (9) par les MCG, fournit l'estimateur de première étape d'Arellano et Bond (1991). L'estimateur MMG en deux étapes d'Arellano et Bond (1991) est donné par:

$$\hat{\delta} = [(dy_{-l})' Z(V_N)^{-1} Z'(dy_{-l})]^{1} x [(dy_{-l})'Z(V_N)^{-1} Z'(dy_{-l})] \text{ où } V_N = \sum_{i=1}^{N} Z'_i(dv_l)(dv_i)'Z_i .$$

Cet estimateur MMG est consistant à la condition qu'il n'y ait pas d'auto-corrélation de second ordre des différences premières des résidus. Un test de validité des instruments utilisés (et des restrictions sur les moments) peut donc être conduit à partir d'un test de cette auto-correlation d'ordre deux. Un autre test habituellement conduit pour analyser la validité des instruments utilisé est le test de Sargan (Hansen (1982) et Arel1ano et Bond (1991)).

L'hypothèse d'indépendance sérielle des v_{it} est essentielle pour la consistance des estimateurs MMG, qui instrumentent la variable endogène retardée $y_{i,t-1}$ par cette même variable avec des retards plus grands $(y_{i,t-2}, y_{i,t-3},\ldots)$. Pour tester cette hypothèse, on peut se baser sur des tests de corrélations de premier et de second ordre des résidus en différence première (i.e. $\hat{v}_{it} - \hat{v}_{i,t-1}$). Si les résidus v_{it} ne sont pas auto-corrélés, il devrait y avoir une corrélation de première ordre des résidus en différence première significativement négative, et pas de corrélation de second ordre de ces mêmes résidus en différence première. Ces tests sont basés sur les résidus des équations en différence première. Pour m_2, sous l'hypothèse nulle d'indépendance sérielle, i.e. $E(dv_{i,t}dv_{i,t-2})=0$, on a (Arellano et Bond, 1991):

$$m_2 = \frac{d\hat{v}'_{-2}\, d\hat{v}_*}{d\hat{v}^{1/2}} \rightarrow N(0,1)$$

v_* correspond au vecteur v, transformé de façon à ce qu'il s'accorde avec le vecteur v_{-2}

Dans le cadre d'une MMG en niveau, il y a lieu de vérifier l'hypothèse d'absence d'auto-corrélation des résidus d'ordre 1. Le DPD98 rapporte la statistique (m_1) qui suit une loi normale centrée réduite. Par conséquent, on refuse l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des résidus dès lors que cette statistique est supérieure, en valeur absolue, à 1,96. On l'accepte sinon.

Une des hypothèses nécessaires à l'utilisation d'une série d'instruments est qu'ils soient non corrélés avec le terme d'erreur, ce sont les conditions d'orthogonalité dans le cadre de l'hypothèse d'exogénéité. Cette hypothèse est confrontée aux données à partir d'un test de Sargan qui teste les restrictions de sur-identifications. Sous l'hypothèse nulle de validité des instruments, on a :

$$s = \hat{v}'Z\left(\sum_{i=1}^{N} Z_i' \hat{v}_i \hat{v}_i' Z_i\right)^{-1} Z'\hat{v} \rightarrow \chi^2_{p-k} \text{ (au seuil de 5\%)}$$

où Z est la matrice des instruments utilisés, k est le nombre des paramètres estimés et p est le nombre des instruments. L'hypothèse est rejetée lorsque la statistique calculée (sargan) est supérieure à la valeur critique.

Le DPD98 rapporte automatiquement le test Wald de significativité globale de l'ensemble des variables explicatives testant la significativité globale du modèle. Au choix, une autre statistique du test de Wald sélectionné par l'utilisateur peut être aussi obtenue afin de tester la significativité de certaines variables sélectionnées (c'est la vérification de l'hypothèse nulle que les coefficients estimés sont tous égaux à zéro).

2. La méthode d'estimation économétrique adoptée

La MMG présente l'avantage de résoudre les problèmes liés aux données de panel notamment l'effet individuel inclus dans les modèles (en exprimant les variables par la différence première), le caractère endogène de certaines variables explicatives et les erreurs de mesure se traduisant par une corrélation non nulle entre les variables explicatives et le terme d'erreur (les variables choisies comme instruments doivent être théoriquement orthogonales au terme d'erreur et corrélées avec les variables instrumentées). La MMG constitue ainsi la méthode d'estimation la plus utilisée permettant d'obtenir un estimateur convergent et efficace.

Différentes études empiriques ont appliqué la MMG on cite notamment : Whited (1992), Blundel et al (1992), Marzio et Galouti (1994), Borrego et Bentolila (1994) Mairesse et al (1999), Antonious et al (2002))

Les modèles précédemment développés sont estimés en adoptant la MMG et ce tout en appliquant le programme *Dynamic Panel Data* écrit par Arellano et Bond (1998) sous GAUSS50. Ainsi, on a modifié les instructions du DPD1998.run afin de tenir compte des spécificités de chaque sous échantillon représentant chaque pays. On a retenu dans tous les cas seulement le retard d'une année et ce en raison de la période de l'étude qui est de trois ans. Les variables sont exprimées en niveau par conséquent on a appliqué la MMG en niveau.

Conclusion

Dans notre étude, trois hypothèses principales ont été formulées desquelles ont découlé autres sous hypothèses. La première hypothèse teste l'effet de l'imposition directe des sociétés et de l'imposition personnelle sur l'investissement. Les sous hypothèses dérivées consistent à vérifier l'impact des fonds internes, de la dette, de l'asymétrie d'information, des ajustements fiscaux sur les opportunités d'investissement et sur le coût du capital, de la charge d'impôt et de la situation de t*ax exhaustion* sur le niveau des investissements ainsi que l'optimisation fiscale à travers le choix de la méthode d'amortissement. La deuxième hypothèse porte sur l'intégration de l'imposition directe des sociétés et de l'imposition personnelle dans la décision de financement des investissements en fonction du contexte où se situe la firme. Les sous hypothèses découlées concernent l'effet des opportunités d'investissement, de l'asymétrie d'information et de la distribution des dividendes sur le levier comptable, l'arbitrage entre l'économie d'impôt résultant de la déduction de la dette et les coûts de la dette, la substitution de la dette, la situation de *tax exhaustion* et l'intégration de l'imposition personnelle. La troisième hypothèse stipule que l'imperfection du marché résultant de la prise en compte de l'effet de la fiscalité sur les décisions d'investissement et de financement a un impact sur la valeur de la firme.

Trois modèles ont été estimés pour cinq pays (la France, l'Allemagne, le Royaume Uni, les Etats-Unis et la Tunisie) durant la période observée de 1997-1999. Les données sont obtenues de la base de données internationale Data Stream pour la France, l'Allemagne, le Royaume Uni et les Etats-Unis ainsi que du JORT et des rapports annuels pour la Tunisie. Chaque variable retenue dans ces modèles correspond à une sous hypothèse à vérifier. La méthode d'estimation appliquée est la méthode des moments généralisés en niveau qui a permis de dégager des résultats différents d'un pays à un autre et dont l'interprétation fait l'objet du chapitre suivant.

Chapitre 3 : Interprétations des résultats et retour au cadre théorique

L'objectif de ce chapitre est de présenter, les résultats empiriques au niveau de chaque modèle estimé. Ces résultats sont précédés par une analyse de corrélation entre les variables utilisées (section 1). L'interprétation des résultats obtenus de l'estimation des modèles expliquant la décision d'investissement (section 2), le financement des investissements (section 3) et la valeur de la firme (section 4) en premier lieu par des variables non liées à la fiscalité ensuite par des variables fiscales est effectuée pour chaque pays de l'étude. L'effet global de la politique fiscale (à travers l'ensemble des variables fiscales introduites) au niveau de chaque modèle est aussi examiné.

Section 1 : Analyse des corrélations

L'analyse préliminaire des matrices de corrélations entre les variables qui sont retenues dans le premier, le deuxième et le troisième modèle[120], tout en effectuant le test de pearson, a montré l'existence d'une corrélation plus au moins forte entre certaines variables. L'application des régressions linéaires sur les variables utilisées a permis de limiter les variables présentant une corrélation très élevée entre elles moyennant la statistique de détection de multicollinéarité VIF.

L'examen de la statistique VIF a montré une forte corrélation pour toutes les données[121] entre les différentes mesures de q de Tobin soit avant ajustements fiscaux, soit après avoir intégrer la variable fiscale. Dans le cadre du premier modèle, une corrélation élevée est constatée entre les variables cash-flow et dettes, de plus entre les

---

[120] Voir l'annexe 3.1 désignant la matrice de corrélation des variables retenues dans le premier modèle, l'annexe 3.2 désignant la matrice de corrélation des variables retenues dans le deuxième modèle et l'annexe 3.3 désignant la matrice de corrélation des variables retenues dans le troisième modèle. De même l'annexe 4 expose les valeurs de l'indicateur de multicolliniéarité VIF entre les différentes variables retenues dans chaque modèle.

[121] A l'exception de la variable QTAI2 qui n'est pas fortement corrélée avec les autres mesures de q de Tobin au niveau des données anglaises.

variables dettes et EIDDA au niveau des données allemandes. Les variables CUAI et EIDDA sont fortement corrélées pour les données anglaises, américaines et tunisiennes.

Dans le cadre du deuxième modèle, les variables IPPP et IPPM sont fortement corrélées au niveau des données françaises alors qu'une forte corrélation est constatée entre les variables CR et EIDID pour les données anglaises. Ces variables citées qui causent un problème de multicollinéarité n'ont pas été introduites simultanément dans le même modèle.

Section 2 : Résultats et interprétation du modèle d'investissement

Dans une première étape, sont présentés les résultats obtenus de l'estimation du modèle d'investissement en absence de fiscalité (tableaux 3.1-3.2)[122]. Dans une deuxième étape sont synthétisés, dans cinq tableaux (3.3-3.7), les résultats dégagés suite à l'introduction successive des variables fiscales pour déterminer à la fin le modèle qui explique mieux l'investissement tout en intégrant l'effet fiscal pour chaque pays. Dans une troisième étape, sont résumés les résultats obtenus de la prise en compte de l'effet global de la politique fiscale tout en utilisant simultanément, dans le modèle de base, les variables ajustées d'impôt ensuite les variables fiscales.

Après avoir effectué plusieurs essais pour choisir les variables instrumentales à utiliser tout en respectant le test de Sargan de validité des instruments et l'hypothèse d'absence d'auto corrélation entre les résidus d'ordre 1, nous avons retenu les variables exogènes comme variables instrumentales. Dans la mesure où le nombre de ces variables instrumentales est le même que celui des variables exogènes, le modèle estimé est juste identifié et par suite la première et la deuxième étape de régression sont toujours confondues. Les résultats retenus sont ceux obtenus de la première étape d'estimation avec les tests statistiques robustes. Le test de Wald de significativité globale n'a pas été rejeté et l'hypothèse de non auto corrélation entre les résidus d'ordre 1 est aussi vérifiée pour tous les pays.

A partir des résultats, nous avons constaté que dans les modèles estimés notamment pour la France, le Royaume Uni et la Tunisie (dans certaines versions suite à l'introduction des variables fiscales) l'ajustement est instantané alors que pour les autres modèles, particulièrement l'Allemagne, l'introduction des variables fiscales affecte le

[122] L'ensemble des tableaux cités dans ce chapitre sont inclus dans l'annexe 5 présentant les tableaux récapitulatifs des résultats obtenus des trois modèles estimés.

délai d'ajustement pour atteindre le niveau d'investissement souhaité, par rapport au modèle de base (annexe 6).

§1. Les résultats d'estimation du modèle d'investissement en absence de fiscalité

Le tableau 3.1 résume les résultats de l'estimation du modèle d'investissement avant d'introduire la variable fiscale à partir de l'équation 1 (chapitre 1, section 3, §4, A) exprimant l'investissement en fonction du cash-flow, de l'émission de nouvelles actions, du ratio de q de Tobin et du coût du capital avant ajustement fiscal alors que le tableau 3.2 récapitule les résultats de l'estimation du modèle d'investissement avant d'introduire la variable fiscale à partir de l'équation 2 (chapitre 2, section 3, §4, A) exprimant l'investissement en fonction des dettes, de l'émission de nouvelles actions, du ratio de q de Tobin et du coût du capital avant ajustement fiscal[123].

La première colonne de chacun de ces deux tableaux contient la liste des variables retenues dans le modèle. Dans la deuxième et la troisième colonne on trouve respectivement les sous hypothèses relatives à chaque variable et le signe prévu pour chacune d'elles. Dans les colonnes suivantes, on trouve les coefficients estimés respectivement à partir des données françaises, allemandes, anglaises américaines et tunisiennes.

Nous soulignons que, dans les paragraphes suivants, les résultats sont présentés pour chaque sous hypothèse testée.

A. Vérification de SH1.1

Le tableau 3.1 montre qu'au niveau des données françaises, anglaises, américaines, et tunisiennes, le cash-flow est affecté d'un coefficient positif mais non significatif alors que pour les données allemandes, la variable cash-flow a une relation positive (avec un coefficient de 18%) et significative, au seuil de 1%, avec l'investissement.

La non significativité de la relation entre le cash-flow et l'investissement peut être expliquée par une préférence des sociétés françaises, américaines et tunisiennes de recourir à l'augmentation du capital par des fonds propres externes plutôt que par le réinvestissement des bénéfices réalisés. En revanche, dans la mesure où l'échantillon de la présente étude est composé de moyennes et de grandes sociétés, l'effet positif du cash-flow sur l'investissement au niveau des données allemandes peut être expliqué par

[123] Il à rappeler qu'au niveau des données allemandes les variables cash-flow et dettes ont posé un problème de multicolliniéarité et par suite dans la détermination du modèle de base ces deux variables n'ont pas été incluses simultanément.

la tendance financière des sociétés allemandes qui veulent réduire du monopole des banques par la diminution de la dette dont l'effet positif et significatif a été aussi constaté (tableau 3.2). Notons que l'analyse descriptive des données a montré aussi que les sociétés allemandes font recours dans les mêmes proportions aux fonds internes et aux dettes.

De plus, dans la mesure où le q de Tobin, même après ajustements fiscaux, n'a pas été très significatif, le cash-flow peut refléter une information sur les opportunités futures de la firme qui devraient être incluses dans le q de Tobin et par suite le fait d'utiliser simultanément le cash-flow et le q de Tobin peut être une autre explication de la relation positive entre le cash-flow et l'investissement.

Sur le plan empirique, les résultats des études antérieures ont été mitigés concernant la relation de l'investissement avec le cash-flow et le ratio de q de Tobin et différentes explications ont été avancées. Oliner et Rudebuch (1992), pour un échantillon de sociétés américaines, durant la période de 1977-1983, ont constaté que l'investissement est plus corrélé avec le cash-flow pour les firmes qui sont prévues avoir des problèmes d'asymétrie d'information. De même, Vogt (1994), toujours pour un échantillon de sociétés américaines durant la période observée de 1973-1990, a trouvé que l'influence du cash-flow sur les dépenses d'investissement est importante pour les firmes qui distribuent de faibles dividendes. Pour un échantillon de sociétés anglaises, Bond et Meghir (1994), ont observé, durant la période de 1971-1986, une relation positive entre l'investissement et le cash-flow. De leur part, Cummins et al (1995), pour 14 pays de l'OCDE (y compris la France, l'Allemagne, le Royaume-Uni et les Etats Unis), ont constaté un excès de sensibilité de l'investissement au cash-flow au Royaume-Uni et aux Etats-Unis pour la période observée de 1982-1992.

Par ailleurs, Goergen et Rennboog (2001), pour des sociétés anglaises durant la période de 1988-1993, n'ont pas trouvé de relation positive entre les fonds internes et les dépenses d'investissement. De même, Gilchrist et Himmelberg (1999) ainsi que Cummins et al (1999) ont constaté, pour des sociétés américaines, que la variable cash-flow est non significative avec l'adoption de nouvelles mesures du ratio q de Tobin autre que la mesure traditionnelle.

B. Vérification de SH1.2

Le tableau 3.2 révèle que pour les données allemandes et américaines, les dettes sont positivement liées à l'investissement avec des coefficients faibles (respectivement de

4% et 2%) qui sont significatifs aux seuils de 1% et de 5% respectivement. Au niveau des autres données, les dettes sont positivement liées à l'investissement mais leur effet n'est pas significatif.

La relation positive et significative constatée entre les dettes et l'investissement au niveau des données allemandes est conforme au contexte allemand où les banques ont un monopole important auprès des sociétés allemandes. En revanche, cette relation peut être expliquée au niveau des données américaines par le fait que les sociétés américaines semblent font recours à la dette afin de bénéficier de l'économie d'impôt résultant de la déduction des intérêts relatifs à ces dettes et pour réduire les coûts d'agence en utilisant les dettes comme moyen de contrôle pour les dirigeants.

Dans ce cadre, Black et al (2000), ont observé que la relation liant l'investissement aux dettes est non significative. Par contre, Devereux et Schiantarelli (1989), ont constaté pour des sociétés anglaises que les dettes ont eu un impact négatif sur l'investissement.

C. Vérification de SH1. 3

Le tableau 3.2 indique que la variable émission de nouvelles actions est positivement liée avec l'investissement avec des coefficients significatifs au seuil de 1% au niveau des données françaises, américaines et tunisiennes. Pour les données allemandes et anglaises, l'émission de nouvelles actions n'a pas de relation significative avec l'investissement.

Ce résultat permet de suggérer qu'en France, aux Etats-Unis et en Tunisie il y a une préférence pour le financement de l'investissement par l'émission de nouvelles actions bien que le coefficient attribué aux données américaines est plus faible (4%) par rapport à ceux relatifs aux données françaises et tunisiennes (respectivement de 34% et 25%). Le choix de l'émission de nouvelles actions peut être expliqué au niveau des données tunisiennes et françaises par l'imposition favorisée des dividendes. En effet, selon le système fiscal tunisien les dividendes sont exonérés. En plus, le système fiscal français est caractérisé par l'adoption de l'avoir fiscal pour les dividendes bien que le taux d'imposition des dividendes soit supérieur par rapport à celui des plus values. En revanche, dans la mesure où l'imposition des dividendes aux Etats-Unis est moins favorisée par rapport aux plus values et le régime fiscal américain n'adopte pas le régime des crédits sur les dividendes, le choix des actions ne peut pas être expliqué uniquement par l'imposition des dividendes mais plutôt par l'imposition globale des

revenus de l'action (dividendes et plus values) ou par la tendance du marché boursier américain vers la capitalisation boursière.

D. Vérification de SH1. 4 (avant ajustements fiscaux)

L'analyse des deux tableaux 3.1 et 3.2, révèle que les coefficients relatifs au ratio q de Tobin sans ajustement fiscal sont très faibles et non significatifs pour tous les pays. Ces résultats sont conformes avec les résultats des études antérieures qui ont trouvé que même si le q de Tobin a le signe prévu, il reste non significatif. Cette non significativité peut être expliquée par le fait que l'estimation de q de Tobin nécessite l'hypothèse de l'efficience des marchés de capitaux. Elle peut être aussi expliquée par les problèmes de mesure de q de Tobin portant sur l'estimation de la valeur de la firme, l'estimation du capital stock par le coût historique et non le coût de remplacement et par l'hypothèse d'égalité du q marginal avec le q moyen (Schiantarelli (1996), Hubbard (1998), Erikson et Whited (2000)).

Similairement à nos résultats, autres études n'ont pas confirmé l'effet de q de Tobin sur l'investissement. Oliner et Rudebush (1992) ont affirmé, pour des sociétés américaines, que le q de Tobin, durant la période de 1977-1983, n'a aucun effet sur l'investissement. Shin et Kim (2002) ont observé, durant la période de 1984-1994, que la sensibilité de l'investissement au q de Tobin est plus faible pour les sociétés ayant des disponibilités de liquidité élevées. De leurs parts, Gilchrist et Himmelberg (1999) et Gentry et Mayer (2002) ont montré que l'adoption d'autres mesures du ratio de q améliore l'effet des opportunités d'investissement sur l'investissement.

E. Vérification de SH1. 5 (avant ajustements fiscaux)

Les résultats de l'estimation du modèle de base montrent que le coût du capital avant ajustements fiscaux n'a pas un effet significatif pour tous les pays. Ceci peut être expliqué du moment que nous avons fait abstraction totale de l'impôt même au niveau du coût de la dette ce qui n'est pas réel en cas d'endettement. Reste à vérifier l'effet de cette variable après ajustements fiscaux.

§2. Les résultats d'estimation du modèle d'investissement après intégration de la fiscalité

A partir des résultats obtenus pour les cinq pays de l'étude, nous avons constaté que les variables dettes et émission de nouvelles actions ont un effet positif et plus significatif sur l'investissement que la variable cash-flow. Toutefois, dans la mesure où la variable cash-flow présente un problème de multicollinéarité avec la variable dettes

pour les données allemandes elle n'a pas été inclue dans le modèle de base en absence de fiscalité et l'équation 2 (chapitre 2, section 3, §4, A), a été retenue comme modèle expliquant l'investissement.

Dans ce qui suit seront présentés pour chaque pays, les résultats dégagés suite à l'intégration successive des variables d'investissement ajustées d'impôt (q de Tobin ajusté d'impôt et du coût d'usage ajusté d'impôt) et des variables fiscales (TEMI, EIDDA et VMEX).

Les tableaux 3.3 - 3.7 résument respectivement, pour la France, l'Allemagne, le Royaume Uni, les Etats-Unis et la Tunisie, les résultats obtenus de l'estimation du modèle d'investissement après intégration de la fiscalité.

L'analyse des outputs du DPD98 montre que les modèles estimés sont globalement significatifs à 1%° à l'exception des données anglaises en cas d'utilisation de la variable TEMI. De plus, l'hypothèse d'absence d'auto corrélation entre les résidus d'ordre 1 est vérifiée (annexe 5).

A. Vérification de SH1.4 (après ajustements fiscaux)

Les ajustements fiscaux apportés au q de Tobin (par l'intégration de l'imposition directe des sociétés (QTAI1), par l'intégration de l'imposition personnelle des investisseurs personnes morales (QTAI2) et personnes physiques (QTAI3)) n'ont pas modifié la relation avec l'investissement déjà constatée avant ajustements pour tous les pays qui demeure toujours non significative. Ce résultat peut être expliqué par une absence de l'effet fiscal pendant une période caractérisée par la stabilité sur le plan fiscal. On peut aussi incriminer des problèmes de mesure de la variable.

Par ailleurs, Cummins et al (1995) ont constaté que le coefficient de q de Tobin ajusté d'impôt est statistiquement significatif dans 12 pays parmi les 14 pays de l'étude. Ils ont conclu que les ajustements dus par les réformes fiscales ont un impact sur l'incitation d'investir et le rendement net d'investissement. La différence entre ces résultats et ceux dégagés dans notre étude peut être expliquée par le fait que l'étude de Cummins et al (1995) est réalisée suite à des réformes fiscales qui ont eu lieu dans les pays étudiés alors durant la période de notre étude nous n'avons pas constaté des modifications importantes en matière fiscale.

B. Vérification de SH1.5 (après ajustements fiscaux)

Au niveau des données françaises (tableau 3.3), suite aux ajustements fiscaux, le coût d'usage ajusté d'impôt a une relation positive et significative au seuil de 1% avec l'investissement. Nous notons que le coefficient après ajustements fiscaux a augmenté de 99,6%. En revanche, pour les données allemandes (tableau 3.4), suite aux ajustements fiscaux, le coût d'usage du capital est en relation négative et significative avec l'investissement au seuil de 1%. Dans ce cas, le coefficient après ajustements fiscaux a augmenté de 98,5%. Nous soulignons que l'analyse descriptive des données indique que le coût du capital a augmenté au niveau des données françaises et allemandes respectivement de 50% et de 87%. Cette augmentation a eu un effet positif sur l'investissement pour les données françaises et un impact négatif sur l'investissement pour les données allemandes.

Par ailleurs, les ajustements fiscaux effectués sur le coût du capital n'ont apporté aucun effet au niveau des données anglaises (tableau 3.5), des données américaines (tableau 3.6) et des données tunisiennes (tableau 3.7).

L'effet des ajustements fiscaux sur le coût d'usage au niveau des données allemandes peut être expliqué par les taux d'imposition statutaires élevés (notamment en cas de non distribution de dividendes) relativement aux autres pays. Nous soulignons, dans ce cas, que le délai d'ajustement pour atteindre le niveau d'investissement a été retardé de sept mois par rapport au modèle initial avant ajustements fiscaux.

Pour des sociétés anglaises, Devereux (1994) a montré que l'ajustement par la prise en compte des reports déficitaires a eu pour effet de réduire le coût du capital. Ce dernier diminue dans les périodes où la firme se rapproche d'une situation d'épuisement fiscal et il augmente dans le cas contraire. De leurs parts, Mckenzie et Thompson (1997) ont observé pour un échantillon de sociétés américaines, durant la période 1971-1996 une relation faible mais statistiquement significative entre le coût du capital et l'investissement en équipements. Par contre, pour l'investissement en bâtiments, ils n'ont pas trouvé de relation significative avec le coût du capital. Dans le même cadre, pour des sociétés américaines, Auerbach et Hassett (1992) ont constaté, durant la période de 1953-1988, que le coût d'usage du capital a un effet sur l'investissement en équipements et en immeubles et ils ont affirmé aussi que l'ajustement par l'impôt affecte significativement ce type d'investissement.

C. Vérification de SH1.6

La variable taux effectif moyen d'imposition introduite dans le modèle est affectée d'un coefficient de signe négatif mais non significatif au niveau des données françaises (tableau 3.3). De même, les coefficients relatifs aux autres données ne sont pas significatifs mais de signe positif.

Les résultats obtenus suggèrent que le TEMI ne constitue pas un facteur qui réduit l'investissement pour tous les pays. Ceci peut indiquer que le taux d'imposition n'est pas le meilleur indicateur de la charge réelle supportée et qu'il faut prendre en compte d'autres éléments de la fiscalité. Ces résultats sont confirmés par Black et al (2000) qui ont trouvé que le taux statutaire d'impôt de la firme et celui des investisseurs n'ont pas un effet significatif sur l'investissement. Par contre, Chirinko (1987) a constaté pour un échantillon de sociétés américaines que les taxes ont affecté de façon défavorable la formation du capital pendant la période d'inflation.

D. Vérification de SH1.7

Le tableau 3.4 montre qu'au niveau des données allemandes, l'économie d'impôt résultant de la déduction des dotations d'amortissement (EIDDA) est positivement liée à l'investissement avec un coefficient de 47,5% qui est significatif au seuil de 1%. Par contre, les coefficients attribués à cette variable ne sont pas significatifs pour les autres données. Il est à noter, bien que l'effet de l'EIDDA est significatif, le délai moyen d'ajustement est de 4 mois ce qui correspond à un retard de 3 mois par rapport au modèle de base.

Le résultat obtenu pour les données allemandes peut être expliqué par le taux d'impôt statutaire élevé notamment en cas de réinvestissement des bénéfices. De plus, l'étude des régimes d'amortissement dans la réglementation fiscale allemande montre que l'option au régime de l'amortissement dégressif est pratiquement généralisée pour tous les biens. Cette économie d'impôt qui résulte de la déduction des dotations d'amortissement, tout en ayant un effet positif et significatif sur l'investissement, confirme l'hypothèse de l'optimisation fiscale à travers le choix de la méthode d'amortissement pour les sociétés allemandes.

E. Vérification de SH1.8

Conformément au signe prévu, la variable muette relative à la situation de *tax exhaustion* (VMEX) est affectée d'un coefficient de 11%, de signe négatif et significatif au seuil de 5% au niveau des données anglaises (tableau 3.5). Au niveau des données

allemandes (tableau 3.4) et américaines (tableau 3.6), bien que la variable VMEX a une relation négative avec l'investissement, elle n'est pas significative. Pour les données françaises (tableau 3.3) et tunisiennes (tableau 3.7) l'effet est aussi non significatif. Ces résultats impliquent que les reports déficitaires réduisent le niveau des investissements pour les sociétés anglaises et entraînent une augmentation du délai moyen d'ajustement de deux mois pour atteindre le niveau d'investissement désiré par rapport au modèle de base. Par ailleurs, la situation de *tax exhaustion* n'a pas d'effet sur la décision d'investissement pour les sociétés françaises, allemandes, américaines et tunisiennes. Ce résultat est confirmé par Black et al (2000) qui ont trouvé que la constatation des reports de pertes fiscales n'a pas eu d'effet sur l'investissement.

§3. Validation de H1

En résumé, les résultats obtenus, validant en partie la première hypothèse, suggèrent que l'intégration de l'imposition directe des sociétés et de l'imposition personnelle des investisseurs a affecté partiellement et de manière différente, selon le contexte de chaque entreprise, la décision d'investissement en actifs corporels. En effet, les ajustements fiscaux opérés sur le q de Tobin n'ont pas eu un effet positif sur la significativité des différentes mesures de q de Tobin avec l'investissement pour tous les pays. Par contre, l'effet de l'impôt est constaté au niveau de l'ajustement du coût du capital pour les données françaises et allemandes.

De plus, l'introduction des variables fiscales notamment l'économie d'impôt résultant de la déduction des dotations d'amortissement a eu un effet significatif sur le modèle expliquant l'investissement pour les données allemandes ainsi que la variable relative à la situation de *tax exhaustion* pour les sociétés anglaises.

Au niveau des données tunisiennes et américaines, les ajustements fiscaux opérés soit sur le ratio de q de Tobin soit sur le coût du capital ainsi que l'introduction de variables fiscales n'ont pas eu un effet significatif sur l'investissement.

Le tableau 3.8 présente, pour chaque pays, le modèle d'investissement introduisant des variables fiscales et non fiscales qui expliquent mieux la décision d'investissement en actifs corporels. Ce tableau révèle que l'output du test de Wald de significativité globale montre que les modèles estimés sont globalement significatifs. Les valeurs obtenues de la statistique (m_1) vérifient la condition de non auto corrélation des résidus.

De plus, les coûts d'ajustement ont un effet significatif et positif sur l'investissement uniquement pour les données allemandes et anglaises.

Ce tableau indique que les ajustements fiscaux opérés au niveau des données françaises, ont amélioré de façon significative l'effet du coût d'usage sur l'investissement. Nous avons aussi constaté que l'émission de nouvelles actions est préférée pour le financement des investissements. Pour les sociétés allemandes, il semble que le choix de la méthode d'amortissement affecte positivement le niveau des investissements et que les ajustements fiscaux ont inversé la relation du coût du capital avec l'investissement. Nous notons que, seule l'introduction de la variable muette relative à la situation d'épuisement fiscal a réduit, pour les sociétés anglaises, le niveau des investissements. Ces résultats se justifient par les divergences de réglementation fiscales entre ces pays.

Au niveau des sociétés américaines, il parait que la politique fiscale n'a pas d'effet sur l'investissement. Le tableau 3.8 précise que seules les dettes et l'émission de nouvelles actions ont un effet positif sur l'investissement. Ceci peut être expliqué par le fait que les ajustements opérés, dans le cadre de la base de données internationales Data Sream, sur des données américaines d'origine comptable ne reflètent pas réellement la politique fiscale constatée dans une comptabilité fiscale totalement dissociée de la comptabilité sociale. De même, pour la Tunisie, l'absence de l'effet fiscal peut être due au fait que les états financiers présentés à l'administration fiscale ne présente pas la charge fiscale réelle.

Le tableau 3.9 révèle qu'en testant l'effet global des variables fiscales (TEMI, EIDDA et VMEX) moyennant le test de Wald (sélectionné par l'utilisateur), nous avons constaté que la politique fiscale, à travers ces variables, a un effet sur le niveau des investissements pour les données allemandes au seuil de 1% ce qui n'est pas le cas pour les autres données. En revanche, en tenant compte des ajustement fiscaux opérés sur le q de Tobin et le coût d'usage, l'impact de la politique fiscale est constaté, en plus des données allemandes, au niveau des données françaises respectivement aux seuils de 1% et 5%.

Section 3 : Résultats et interprétation du modèle de financement des investissements

Dans cette section sont présentés et interprétés, dans un premier temps, les résultats obtenus en estimant le modèle de base sans faire intervenir la fiscalité et dans un deuxième temps sont analysés les résultats dégagés en introduisant successivement les variables fiscales. En dernier temps sont présentés les résultats constatés suite à l'inclusion simultanée de toutes les variables fiscales dans le modèle initial pour tester l'effet global de la fiscalité sur le levier comptable.

§1. Les résultats d'estimation du modèle de financement en absence de fiscalité

Le tableau 3.10 récapitule les résultats obtenus par la méthode des moments généralisés en niveau (MMG) pour le modèle de base de financement (équation 4, partie II, chapitre 2, section 3, §4, A)). La première colonne de ce tableau contient la liste des variables retenues dans le modèle. Dans la deuxième et la troisième colonne on trouve respectivement les sous hypothèses relatives à chaque variable et le signe prévu pour chacune d'elles. Dans les colonnes suivantes, on trouve les coefficients estimés respectivement à partir des données françaises, allemandes, anglaises américaines et tunisiennes.

La vérification de la statistique (m_1) a montré que l'hypothèse de non auto corrélation entre les résidus d'ordre 1 est vérifiée. Le test de Wald de significativité globale du modèle est aussi vérifié et le modèle est par conséquent globalement significatif pour les cinq pays (annexe 6). De même, les résultats montrent que le niveau du levier de l'année précédente a un effet positif et significatif sur le levier de l'année en cours pour tous les pays. Néanmoins, nous avons constaté que l'ajustement dans le modèle estimé pour les données anglaises est instantané alors que pour les autres modèles, l'introduction des variables fiscales a un effet sur le délai moyen d'ajustement pour atteindre le niveau d'endettement souhaité, par rapport au modèle de base

A. Vérification de SH2.1

Les opportunités d'investissement mesurées par le q de Tobin avant ajustements fiscaux ont un effet très faible, positif et significatif au seuil de 5% et de 1% respectivement au niveau des données françaises et allemandes alors que pour les données tunisiennes, cet effet est négatif. Pour les données anglaises et américaines, les opportunités d'investissement n'ont pas un effet significatif sur le levier.

La relation positive et significative des opportunités d'investissement avec le levier confirme les prévisions pour le contexte allemand. En effet, dans la mesure où les

firmes allemandes maintiennent une relation étroite avec les préteurs (généralement les banques), le problème d'asymétrie d'information est réduit et les coûts d'agence sont faibles par suite des opportunités d'investissement élevées seraient financées par les dettes dont le coût est faible. Ce résultat est confirmé par Antoniou et al (2002). La relation positive et significative constatée pour les données françaises montre que le problème d'asymétrie est moins aigu que le contexte tunisien alors que la relation négative et significative des opportunités d'investissement avec le levier confirme l'incidence négative de l'asymétrie d'information sur le niveau d'endettement pour les sociétés tunisiennes. En effet, dans la mesure où la relation entre les firmes et les préteurs, dans le contexte tunisien, est conflictuelle et l'asymétrie d'information est importante les préteurs exigent des taux d'intérêt élevés.

B. Vérification de SH2.2

Conformément au signe prévu, la rentabilité économique a une relation négative avec le levier pour les données françaises, allemandes et américaines mais cette relation est seulement significative au seuil de 1% pour les données françaises. Par contre, les coefficients obtenus pour les données anglaises et tunisiennes sont faibles, positifs et uniquement celui affecté aux données anglaises est significatif au seuil de 1%. Ces résultats confirment la théorie de free cash-flow pour les sociétés anglaises alors qu'il semble que la théorie de la hiérarchie des sources de financement explique le comportement des sociétés françaises.

Différentes autres études ont constaté un comportement de hiérarchie des sources de financement par les sociétés américaines, il s'agit notamment de Rajan et Zingales (1995), Shyam et Sunder (1999) et Graham et Harvey (1999). De leurs parts, Carpentier et Suret (2000) ont montré l'importance de la théorie de la hiérarchie des sources de financement dans le comportement des sociétés françaises.

C. Vérification de SH2.3

La variable muette relative à la distribution des dividendes est négativement liée à l'endettement pour les données françaises, allemandes, anglaises et tunisiennes alors que pour les données américaines elle est affectée d'un signe positif. Notons que seulement le coefficient attribué aux données tunisiennes est significatif au seuil de 10% bien qu'il soit très faible. Ce résultat confirme l'hypothèse stipulant que les dividendes distribués peuvent être utilisés comme variable reflétant le problème d'asymétrie

d'information dans le contexte tunisien. Dans ce cadre, Alworth et Arachi (2001) ont abouti au même résultat pour des sociétés italiennes.

D. Vérification de SH2.4

La capacité de remboursement prise comme indicateur de détresse financière est affectée de coefficients de très faibles valeurs (à l'exception des données tunisiennes) qui sont négatifs et significatifs aux seuils de 10% et 1% respectivement pour les données américaines et tunisiennes. Par contre, ceux relatifs aux autres données ne sont pas significatifs. Ces résultats suggèrent que, pour les sociétés américaines et tunisiennes, les coûts de difficulté financière réduisent l'incitation de faire recours à la dette. Ceci implique que ces sociétés semblent effectuer un arbitrage entre les coûts de la dette et les économies résultantes.

D'autres études, bien qu'adoptant une autre définition de l'indicateur de détresse financière, ont abouti aux mêmes résultats. A cet effet, Mackie-Mason (1990) et Graham (1996a) ont observé que le produit de la variable ITC (crédit d'impôt à l'investissement) par Zscore est affecté d'un signe négatif avec le niveau d'endettement. De même, Graham (1998) a trouvé que le Zscore d'Altman's (1986) a un coefficient négatif avec les dettes. Toutefois, Gropp (2002) a conclu, que pour des sociétés allemandes, Zscore n'a pas d'effet sur le choix des dettes par rapport aux actions.

Dans ce cadre, Mattoussi (1991) a constaté que l'approche statique basée sur l'existence d'arbitrage entre l'avantage fiscal de la dette et les coûts de faillite et d'agence qui sont associées explique mieux le comportement des entreprises tunisiennes en matière d'endettement durant la période de 1970-1985.

§2. Les résultats d'estimation du modèle de financement après intégration de la fiscalité

Le tableau 3.11 résume les résultats de l'estimation du modèle de base tout en introduisant la variable relative aux opportunités d'investissement ajustée d'impôt selon les trois mesures déjà retenues dans le premier modèle. Les tableaux 3.12-3.16 synthétisent respectivement, pour la France, l'Allemagne, le Royaume Uni, les Etats-Unis et la Tunisie, les résultats obtenus de l'estimation du modèle de financement après intégration de la fiscalité (équation 5, partie II, chapitre 2, section 3, §4, A). Ces tableaux indiquent que l'intégration des variables fiscales dans le modèle de base n'a

pas modifié l'effet positif et significatif du levier de l'année précédente sur le levier de l'année en cours pour tous les pays.

La lecture du tableau 3.11 montre que l'ajustement du ratio q de Tobin par la l'intégration de l'imposition personnelle des investisseurs personnes morales a amélioré le pouvoir explicatif du modèle de base au niveau des données anglaises. La variable QTAI2 est négativement liée avec l'endettement tout en ayant un coefficient de 9% qui est significatif au seuil de 10%. Les autres mesures du ratio q de Tobin ont un effet non significatif sur le levier. En revanche, les ajustements fiscaux apportés au ratio q de Tobin n'ont pas modifié la relation des opportunités d'investissement avec le levier qui demeure, même après ajustements, significative au niveau des données allemandes et tunisiennes, et non significative pour les données américaines. Au niveau des données françaises, suite aux ajustements fiscaux opérés sur le q de Tobin, les opportunités d'investissement n'ont plus d'effet significatif sur le levier. Nous soulignons, que même si le q de Tobin ajusté d'impôt a un effet significatif, cet effet est très faible et n'a pas de conséquences sur le délai moyen d'ajustement par rapport au modèle initial avant ajustements fiscaux.

A. Vérification de SH2.5

L'introduction de la variable économie d'impôt résultant de la déduction des intérêts relatifs aux dettes a amélioré le pouvoir explicatif du modèle de base pour les données françaises (tableau 3.12) et américaines (tableau 3.15) ce qui n'est pas le cas pour les données allemandes (tableau 3.13), anglaises (tableau 3.14) et tunisiennes (tableau 3.16) pour lesquelles l'effet de cette variable sur le levier n'est pas significatif. Des coefficients de 12,5% et de 24% sont attribués à l'EIDID, respectivement pour les données françaises et américaines et ils sont significatifs au seuil de 1%. Il est à noter que bien que l'EIDID soit affectée de coefficients négatifs, son introduction dans le modèle a réduit les délais moyens d'ajustement par rapport au modèle initial au niveau des données françaises et américaines.

La relation inverse entre l'EIDID et le levier, qui est contraire à la théorie fiscale postulant que plus le taux d'imposition est élevé, plus le taux d'endettement est élevé, peut être expliquée par le fait que les coûts relatifs au financement par les dettes (coûts d'agence et de défaillance) sont aussi importants que l'économie d'impôt résultant du financement par les dettes n'a pas permis de compenser. Ainsi, les économies d'impôt

potentielles qu'apporterait l'augmentation de l'endettement ne semblent pas suffisantes pour annuler l'attrait des autres sources de financement. Le lien négatif que nous avons mis en évidence entre la rentabilité (notamment pour les sociétés françaises) et le niveau d'endettement, renforce bien ce résultat car il est vain d'anticiper un lien positif entre l'endettement et le taux d'impôt de l'entreprise qui est positivement lié à la rentabilité des firmes.

Notons que Givoly et al (1992) et Graham (1999) ont confirmé ce résultat pour des sociétés américaines respectivement pour les périodes de 1983-1986 et 1980-1994. Par ailleurs, Antoniou et al (2002), en examinant, durant la période de 1969-2000, les déterminants de la structure du capital pour des sociétés françaises, allemandes et anglaises ainsi que Lasfer (1995) pour des sociétés anglaises, ont observé que les coefficients du taux effectif d'impôt sont statistiquement non significatifs.

Gropp (2002) a trouvé pour des sociétés allemandes, durant la période de 1985-1990, que les impôts locaux sont positivement liés aux dettes et que les firmes dans certaines communautés, bien que supportant des taux élevés d'impôt, elles s'endettent beaucoup. Il affirme aussi que les firmes allemandes réagissent aux modifications fiscales en choisissant leurs structures du capital.

B. Vérification de SH2.6

L'intégration de la dotation d'amortissement en tant que variable représentant l'économie d'impôt non liée à la dette n'a pas un effet sur la significativité des autres variables du modèle de base. De plus, cette variable n'a pas une relation significative pour toutes les données à l'exception des données anglaises (tableau 3.14) pour lesquelles l'EINLD est négativement liée au levier avec un coefficient de 9% qui est significatif au seuil de 10%. Ces résultats impliquent que les dotations d'amortissement ne constituent pas un substitut pour la dette sauf pour les données anglaises et que l'hypothèse de complémentarité des économies d'impôt de Hite de (1977) peut être confirmée dans le contexte français, allemand, américain et tunisien.

Il est à souligner que dans le contexte américain, Mackie-Mason (1990) a trouvé, durant la période de 1977-1987, que les économies d'impôt non liées à la dette affectent les dettes dans la mesure où elles réduisent le taux effectif moyen d'impôt et par suite la déduction des intérêts. De leur part, Givoly et al (1992) ont confirmé l'hypothèse de

substitution de la dette par les EINLD. A cet effet, ils ont observé que la variation de la dépréciation et du crédit d'impôt à l'investissement a un signe négatif.

C. Vérification de SH2.7

L'introduction de la variable muette relative à la situation de *tax exhaustion* n'a pas ajouté un effet significatif sur le modèle de base pour toutes les données à l'exception des données allemandes (tableau 3.13). Au niveau de ces données, la variable VMEX est négativement liée au levier avec un coefficient de 3,7% qui est significatif au seuil de 10%. L'introduction de cette variable a eu pour conséquence d'augmenter le délai moyen d'ajustement de huit mois par rapport au modèle de base. Pour les données françaises (tableau 3.12), la variable VMEX a une relation négative avec le levier mais elle n'est pas significative alors que les coefficients relatifs aux données anglaises (tableau 3.14) américaines (tableau 3.15) et tunisiennes (tableau 3.16) sont positifs et non significatifs.

La constatation d'un effet négatif de la situation de *tax exhaustion* sur le niveau d'endettement pour les sociétés allemandes se justifie dans la mesure où on a constaté un effet positif de l'économie d'impôt résultant de la déduction des dotations d'amortissement sur le niveau d'investissement. Les sociétés allemandes profitent des dispositifs fiscaux et par conséquent elles peuvent se trouver dans une situation d'épuisement fiscal ce qui empêche la déduction des intérêts provenant de la dette. Ce résultat confirme la proposition de DeAngelo et Masulis (1980) stipulant que les firmes qui sont soumises à un taux d'impôt faible ou qui sont en situation de *tax exhaustion* et qui n'ont pas bénéficié de l'économie d'impôt emploient moins de dettes dans leurs structures du capital. Gropp (2002) a confirmé ce résultat en constatant, pour des sociétés allemandes, que la variable relative au report déficitaire a un signe négatif et significatif avec le levier.

Pour des sociétés américaines, Mackie-Mason (1990) et Graham (1996a et 1998) ont montré que les firmes ayant des reports déficitaires ne répondent pas aux incitations fiscales relatives à la dette par rapport aux firmes qui n'ont pas de reports. De sa part, Lasfer (1995) a constaté, pour des sociétés anglaises, que la variable muette représentant la situation de *tax exhaustion* a un signe positif à cours terme et un signe négatif à long terme. L'effet de l'impôt est constaté uniquement quand les firmes qui sont en situation d'épuisement fiscal et quand le levier est défini en terme de valeur comptable pour capturer les effets à long terme. Il a observé qu'à cours terme, les firmes ne répondent pas immédiatement aux variations dans la situation d'impôt. Alors qu'à long terme, les firmes qui sont en situation d'épuisement fiscal, qui n'ont pas bénéficié de l'économie

d'impôt et qui sont soumises à un taux d'impôt faible emploient moins de dettes dans leurs structures du capital.

D. Vérification de SH2.8

Les tableaux 3.12-3.16 révèlent que les coefficients relatifs aux variables IPPP et IPPM ne sont pas significatifs pour tous les pays et par conséquent la prise en compte de l'imposition personnelle des investisseurs personnes physiques ou morales n'a pas augmenté le pouvoir explicatif du modèle de base. Ces résultats peuvent être expliqués du fait qu'il est difficile de caractériser avec précision le statut fiscal d'une grande entreprise assujettie simultanément aux lois de plusieurs juridictions. La même proposition s'applique à ses actionnaires, qui sont nombreux et de statuts fiscaux différents.

Bien que certaines études antérieures ont abouti à une relation positive entre l'imposition personnelle et le levier, les résultats convergent avec ceux de notre étude qui prouvent que l'imposition personnelle n'élimine pas l'avantage de la dette et par suite ils ne confirment pas la conclusion de Miller (1977) qui argumente que la pénalité d'imposition personnelle élimine l'avantage provenant du financement par la dette. A cet effet, Rajan et Zingales (1995), Givoly et al (1992) et Graham (1998 et 1999) ont constaté que l'imposition personnelle des investisseurs a un effet positif sur le levier.

Dans le même cadre, en adaptant le modèle de Miller au contexte tunisien, Mattoussi (1991) a trouvé que le gain fiscal d'endettement demeure positif sous la loi de 1990 qui est contraire au postulat de Miller qui stipulait un gain fiscal nul. Conformément au résultat de notre étude, ceci rend moins probable l'existence d'un effet clientèle d'endettement.

§3.Validation de H2

Les conséquences de l'introduction des variables fiscales dans le modèle de base n'ont pas été les mêmes d'un pays à un autre. Alors que l'économie d'impôt résultant de la déduction des intérêts a un effet négatif et significatif sur le niveau d'endettement uniquement pour les données françaises et américaines, les dotations d'amortissement considérées comme mesure de l'économie d'impôt non liée à la dette ont un effet négatif sur le niveau d'endettement seulement pour les données anglaises et la situation de *tax exhaustion* a affecté négativement le levier pour les données allemandes. Les ajustements fiscaux opérés sur les opportunités d'investissement par la prise en compte

de l'imposition des entreprises et de l'imposition personnelle ont affecté positivement le niveau d'endettement pour les données allemandes et négativement pour les données tunisiennes (pour les données anglaises seulement le q de Tobin ajusté de l'imposition personnelle des investisseurs personnes morales). Néanmoins, l'intégration de l'imposition personnelle des revenus des intérêts n'a pas d'effet significatif pour tous les pays. Ainsi, l'ensemble de ces résultats permet de valider partiellement la deuxième hypothèse testée.

Le tableau 3.17 présente, le modèle de financement introduisant les variables fiscales et non fiscales qui ont affecté significativement le niveau d'endettement comme mode de financement des investissements pour chaque pays. A partir de ce tableau nous avons constaté que le test de Wald de significativité globale montre que les modèles estimés sont globalement significatifs pour tous les pays. De plus, nous avons observé une absence d'auto corrélation entre les résidus d'ordre 1 pour les cinq modèles estimés (annexes 5 et 6).

L'examen de ce tableau révèle que les sociétés françaises et américaines ont un comportement de hiérarchie des sources de financement (la rentabilité est affectée d'un coefficient négatif et significatif) bien qu'elles effectuent un arbitrage entre les économies d'impôt résultant de la déduction des intérêts et les coûts relatifs à la dette (l'économie d'impôt résultant de la déduction des intérêts a une relation négative avec le levier).

Au niveau des données allemandes, suite aux ajustements fiscaux, le q de Tobin ajusté de l'imposition directe et de l'imposition personnelle a un coefficient positif mais très faible. De plus, la variable muette relative à la situation de *tax exhaustion* a pour effet de réduire le levier comptable.

A partir des résultats, il semble que les sociétés anglaises utilisent les dettes pour résoudre le problème d'excès des fonds (la rentabilité économique a un coefficient positif). Les ajustements fiscaux, par la prise en compte de l'imposition directe des sociétés et l'imposition personnelle, ont un effet très important sur le levier, le coefficient affecté au q de Tobin a augmenté en sens inverse. De plus, l'hypothèse de substitution de la dette est uniquement vérifiée pour les données anglaises (l'économie d'impôt non liée à la dette a un coefficient négatif avec le levier).

Par ailleurs, les sociétés tunisiennes ont eu un comportement d'arbitrage entre les coûts et les économies résultant de la décision d'endettement alors que les ajustements

fiscaux n'ont pas modifié la relation du levier avec les opportunités d'investissement qui demeure négative.

En appliquant le test de Wald (sélectionné par l'utilisateur), nous avons constaté que l'imposition directe des sociétés (représentée par les variables EIDID, EINLD et VMEX) affecte le levier comptable au niveau des données françaises et anglaises respectivement aux seuils de 5% et 10% (tableau 3.18). En intégrant, en plus, l'imposition personnelle, l'effet global de ces deux impositions est seulement observé pour les données françaises au seuil de 5%. Par ailleurs, en tenant compte de l'effet des ajustements fiscaux sur le ratio de q de Tobin, il semble que la politique fiscale influence le levier comptable au niveau des données allemandes, anglaises et tunisiennes (annexe 6).

Section 4 : Résultats et interprétation du modèle de la valeur de la firme

Les résultats dégagés de l'estimation des modèles d'investissement et de financement ont permis de constater que les variables ayant un effet significatif sur la variable d'investissement, variant d'un contexte à un autre, sont les dettes, l'émission de nouvelles actions, le coût d'usage ajusté d'impôt, l'économie d'impôt résultant de la déduction des dotations d'amortissement et la variable relative à la situation de *tax exhaustion* alors que les variables ayant un effet significatif sur le levier sont la rentabilité économique, la capacité de remboursement, l'économie d'impôt résultant de la déduction des intérêts, l'économie d'impôt non liée à la dette et la variable relative à la situation de *tax exhaustion*. Néanmoins, à cause d'une forte corrélation entre certaines variables, le modèle retenu explique la valeur de la firme en fonction de l'émission de nouvelles actions, du levier comptable, du coût d'usage ajusté d'impôt, de l'économie d'impôt résultant de la déduction des intérêts, l'économie d'impôt non liée à la dette et la variable relative à la situation de *tax exhaustion* (équation 6, (partie II, chapitre 2, section 3, §4, A).

Le tableau 3.19 synthétise les résultats obtenus de l'estimation du modèle de la valeur de la firme. Ce tableau révèle que l'émission de nouvelles actions a un effet positif et significatif sur la valeur de la firme au niveau des données françaises et allemandes alors qu'elle est négativement liée à la valeur de la firme pour les données anglaises et américaines. La relation positive au niveau des données allemandes peut

être expliquée par la mutation de l'économie allemande qui s'oriente de plus en plus vers la capitalisation boursière. Par ailleurs, la relation négative constatée dans les pays anglo-saxons peut être due à la perception des actionnaires de l'émission de nouvelles actions comme un mauvais signal ce qui entraîne un impact négatif sur la valeur de la firme. Au niveau des données tunisiennes, l'émission de nouvelles actions n'a pas d'effet significatif.

Le levier comptable est affecté d'un coefficient positif et significatif pour les données allemandes alors qu'au niveau des autres données françaises, américaines, et tunisiennes il a une relation négative et non significative avec la valeur de la firme. Ce résultat est justifié par la relation très étroite entre les banques et les entreprises dans le contexte allemand.

Le coût d'usage du capital ajusté d'impôt est en relation négative avec la valeur de la firme pour les données françaises, allemandes, anglaises et tunisiennes. Cette relation est seulement significative au niveau des données tunisiennes. La même relation négative et significative est aussi constatée pour la variable relative à la situation de *tax exhaustion*. Ce résultat est confirmé par Waegenaere et al (2003) qui ont montré que le report des pertes fiscales a un effet direct et indirect sur la valeur de la firme. Le report de perte fiscale affecte directement la valeur de la firme dans la mesure où une partie du résultat futur est non soumise à l'impôt. De plus, le report des pertes peut faire supporter la firme des coûts en cas de perte d'opportunités d'investissement exerçant ainsi un effet indirect sur la valeur de la firme mesurée par la réduction du MBR.

L'économie d'impôt résultant de la déduction des intérêts est positivement liée à la valeur de la firme au niveau des données françaises et allemandes tout en ayant un coefficient significatif pour les données françaises. Elle est négativement liée à la valeur de la firme pour les autres données avec un effet significatif bien que très faible au niveau des données anglaises. Ce résultat implique un effet indirect et négatif de l'endettement sur la valeur marchande de la firme pour les sociétés anglaises. De plus une économie d'impôt élevée résulte d'un taux d'impôt élevé ce qui n'est pas attractif pour les actionnaires. Laffer soutient cette idée dans le cadre de sa nouvelle théorie

d'investissement fondée sur les différences des taux d'imposition dans les différentes régions du monde[124]. Ce résultat obtenu est confirmé par Fama et French (1998) alors que Kemsley et Nissim (2002) tout en inversant le modèle estimé ont conclu que l'économie d'impôt contribue à la valeur de la firme

L'économie d'impôt résultant de la déduction des dotations d'amortissement, considérée comme étant une économie d'impôt non liée à la dette est affecté d'un coefficient négatif et significatif au niveau des données françaises alors qu'elle est positivement et significativement liée à la valeur de la firme pour les données américaines et tunisiennes. Ce résultat implique un effet positif de l'investissement sur la valeur de la firme pour les sociétés américaines et tunisiennes.

En testant l'effet global des variables fiscales, les valeurs obtenues du test de Wald sélectionné indiquent que globalement la politique fiscale (soit à travers les variables purement fiscales, soit en incluant en plus le CUAI) affecte la valeur de la firme au niveau des données françaises et anglaises respectivement aux seuils de 10% et 1%. Toutefois, l'intégration de l'imposition personnelle limite la significativité de l'effet global de la fiscalité seulement aux données françaises.

Ainsi l'ensemble de ces résultats permet de confirmer partiellement la troisième hypothèse postulant que l'imperfection du marché résultant de la prise en compte de l'effet de la fiscalité sur les décisions d'investissement et de financement a un impact sur la valeur de la firme.

Conclusion

Les résultats obtenus de l'estimation du modèle d'investissement, de financement et de la valeur de la firme ont permis de vérifier partiellement les trois principales hypothèses formulées ainsi que les sous hypothèses découlant de ces hypothèses d'une manière différente d'un pays à un autre.

A partir de ces résultats, nous avons constaté que certaines variables fiscales ont eu un effet significatif sur l'investissement notamment les ajustements fiscaux sur le coût du capital pour les sociétés françaises et allemandes, l'économie d'impôt résultant

[124] La stratégie d'investissement proposée par Laffer consiste à acheter des entreprises opérant dans des pays à faible fiscalité et très libéralisés et vendre des entreprises opérant dans des pays à fiscalité élevée et à réglementation des marchés stricte.
Voir Grecu A. et Adam Smith Istitute, (2006), « La flat-tax : principes et applications » Problèmes Economiques, n°2890.

de la déduction des dotations d'amortissement pour les sociétés allemandes et la variable muette relative à la situation d'épuisement fiscal au niveau des sociétés anglaises.

Les résultats suggèrent aussi que le levier comptable est négativement affecté par l'économie d'impôt résultant de la déduction des intérêts des dettes pour les données françaises et américaines, de l'économie d'impôt non liée à la dette pour les sociétés anglaises et par la variable muette relative à la situation d'épuisement fiscal pour les sociétés allemandes.

Au niveau de l'estimation du modèle de la valeur de la firme, les variables retenues ont eu un impact qui diffère d'un pays à un autre. Le coût d'usage du capital et la variable muette relative à la situation d'épuisement fiscal ont eu un effet négatif uniquement pour les sociétés tunisiennes. L'influence de l'économie d'impôt résultant de la déduction des intérêts des dettes est positive pour les sociétés françaises alors qu'elle est négative pour les sociétés anglaises. De même, l'économie d'impôt non liée à la dette a un effet négatif pour les sociétés françaises et un effet positif pour les sociétés américaines et tunisiennes.

Le retour au cadre théorique nous a permis de confirmer certaines hypothèses (l'optimisation fiscale à travers le choix de la méthode d'amortissement, l'hypothèse de tax exhaustion, la complémentarité entre les économies d'impôt, la théorie d'arbitrage et la théorie de la hiérarchie des sources de financement) et d'infirmer d'autres (particulièrement l'hypothèse de Miller de (1977)). Par ailleurs, nous signalons que l'interprétation des résultats dégagés devrait être faite avec prudence et ce à cause de certains biais qui éventuellement ont pu survenir dans l'étude empirique.

Conclusion de la deuxième partie

Le but de cette deuxième partie était de réaliser une étude empirique dans des contextes différents afin de mettre en évidence l'effet de la fiscalité sur la décision d'investissement, ses modalités de financement et sur la valeur de la firme. En appliquant la méthode des moments généralisés sur des données de panel collectées pour la période de 1997 jusqu'à 1999, trois modèles sont estimés utilisant des variables qui expliquent l'effet de l'impôt sur la décision d'investissement, en actifs corporels, et le financement de ces investissements au sein de la firme ainsi que l'impact de ces deux décisions sur la valeur de la firme dans cinq pays dont chacun adopte un régime différent d'imposition des sociétés et des individus à savoir la France, l'Allemagne le Royaume Uni, les Etats Unis et la Tunisie.

L'intégration, une à une, des variables ajustées d'impôt et d'autres variables fiscales dans un modèle d'explication de la décision d'investissement en actifs corporels n'a pas amélioré dans la plus part des cas la significativité du pouvoir explicatif du modèle de base. Néanmoins, certaines variables fiscales ont affecté de manière différente le niveau des investissements alors que d'autres variables n'ont pas eu un effet significatif. Les ajustements fiscaux opérés sur le q de Tobin n'ont pas eu un effet positif sur la significativité des différentes mesures de q de Tobin avec l'investissement pour tous les pays. Par contre, l'effet de l'impôt est constaté au niveau de l'ajustement du coût du capital pour les données françaises et allemandes.

Les résultats obtenus suggèrent que le taux effectif d'imposition ne constitue pas un facteur qui limite l'investissement pour tous les pays. En revanche, l'introduction des variables fiscales notamment l'économie d'impôt résultant de la déduction des dotations d'amortissement a eu un effet significatif sur le modèle expliquant l'investissement pour les données allemandes ce qui permet de confirmer l'hypothèse de l'optimisation fiscale à travers le choix de la méthode d'amortissement. Au niveau des données anglaises, la situation de *tax exhaustion* a réduit le niveau des investissements.

L'analyse empirique de l'influence de la fiscalité sur le financement par endettement des investissements a montré que l'effet de l'intégration successive des variables

fiscales diffère d'un contexte à un autre. Alors que l'économie d'impôt résultant de la déduction des intérêts a un effet négatif et significatif sur le niveau d'endettement pour les données françaises et américaines, la situation de *tax exhaustion* a affecté négativement le levier uniquement au niveau des données allemandes. Les dotations d'amortissement considérées comme mesure de l'économie d'impôt non liée à la dette ont un effet négatif sur le niveau d'endettement seulement pour les données anglaises ce qui permet de confirmer l'hypothèse de substitution de la dette pour ces données alors que pour les autres données, les résultats suggèrent que c'est l'hypothèse de complémentarité des économies d'impôt qui est vérifiée.

Les ajustements fiscaux opérés sur les opportunités d'investissement par la prise en compte de l'imposition des entreprises et de l'imposition personnelle ont affecté positivement le niveau d'endettement pour les données allemandes et négativement pour les données tunisiennes (pour les données anglaises seulement le q de Tobin ajusté de l'imposition personnelle des investisseurs personnes morales).

Par ailleurs, l'intégration de l'imposition personnelle des investisseurs personnes physiques et personnes morales n'a pas eu un effet significatif pour toutes les données et par suite l'hypothèse de Miller (1977) stipulant que la pénalité d'imposition personnelle élimine l'avantage provenant du financement par la dette n'a pas été confirmée. Les résultats obtenus de l'estimation du modèle de la valeur de la firme ont mis en évidence les incidences de la prise en compte de la fiscalité sur la valeur de la firme qui diffèrent aussi d'un contexte à un autre.

En testant l'effet global des variables fiscales (TEMI, EIDDA et VMEX), il semble que la politique fiscale, à travers ces variables, a un effet sur le niveau des investissements uniquement pour les données allemandes. En revanche, en tenant compte des ajustements fiscaux opérés sur le q de Tobin et le coût d'usage, l'impact de la politique fiscale est constaté, en plus des données allemandes, au niveau des données françaises. En revanche, nous avons constaté que l'imposition directe des sociétés (représentée par les variables EIDID, EINLD et VMEX) affecte le levier comptable au niveau des données françaises et anglaises. En intégrant, en plus, l'imposition personnelle, l'effet global de ces deux impositions est seulement observé pour les données françaises. Par ailleurs, en tenant compte de l'effet des ajustements fiscaux sur les opportunités d'investissement, il semble que la politique fiscale influence le levier comptable au niveau des données allemandes, anglaises et tunisiennes. L'effet global

des variables fiscales, incluses simultanément, sur la valeur de la firme a été seulement constaté pour les données françaises et anglaises.

Néanmoins, il est à souligner qu'on doit être prudent dans l'interprétation des résultats obtenus qui peut être nuancée en fonction des mesures adoptées pour les différentes variables. Nous ne pouvons pas donner un jugement définitif sur les aboutissements constatés. Certains biais dans la collecte des données, la mesure des variables ainsi que la spécification des modèles peuvent affecter les inférences des résultats obtenus. De plus, les données utilisées sont issues de données des états financiers comptables qui peuvent éventuellement s'éloigner des données réelles.

Conclusion générale

Le rôle joué par la fiscalité dans les décisions d'investissement et les modalités de financement de ces investissements est un important sujet d'étude, tant théorique qu'empirique. En matière d'investissement, la faible performance des modèles de q de Tobin a incité plusieurs études à trouver une solution soit en adoptant d'autres mesures des opportunités d'investissement, soit en intégrant l'aspect fiscal qui a été ignoré par certaines études. Par ailleurs, en matière de financement, si certains auteurs affirment qu'il doit exister un niveau optimal d'endettement où les économies d'impôt réalisées grâce à la déduction des intérêts sont contrebalancées par l'accroissement des coûts de faillite et d'agence, d'autres soutiennent que la prise en compte de la fiscalité personnelle des actionnaires suggère la conclusion que l'endettement est sans effet important sur la valeur de l'entreprise.

Notre recherche a eu pour objectif de contribuer à ce débat par une analyse comparative de l'effet de cinq réglementations fiscales différentes sur les décisions d'investissement, les modalités de leurs financements ainsi que sur la valeur de la firme.

Dans la première partie, nous avons essayé de présenter le cadre théorique de l'approche fiscale dans les décisions d'investissement, des modalités de financement de ces investissements et son impact sur la valeur de la firme. Nous avons présenté une synthèse des travaux théoriques et empiriques qui se sont intéressés à l'impact de la fiscalité sur les décisions financières de la firme et sur sa valeur.

Dans le cadre du modèle néoclassique d'investissement, la fiscalité affecte notamment le coût d'usage du capital à travers le taux d'imposition, les économies d'impôt et l'imposition personnelle (Hall et Jorgenson (1969) alors que dans le modèle de q de Tobin, le ratio q est ajusté en réduisant le coût de remplacement du capital de la valeur actuelle de la déduction de la dépréciation de l'impôt et en corrigeant la valeur de marché des actions et des dettes par l'impôt personnel et l'impôt sur le bénéfice des sociétés (Summers (1981)).

En choisissant le mode de financement de ses investissements, la firme considère les coûts et les avantages relatifs à chaque mode (Bradley et al (1984), Titman et

Vessels (1988)). Le niveau optimal du levier émerge à partir de l'arbitrage entre l'économie d'impôt résultant de la déductibilité des intérêts et les coûts de faillite prévus (théorie d'arbitrage, Brennan et Shwartz (1978) et Chen (1978)), la capacité taxable des firmes (hypothèse de *tax exhaustion*, DeAngelo et Masulis (1980) et Courdes et Sheffrin (1983)), l'intégration de l'imposition personnelle des investisseurs (effet clientèle d'endettement, Miller (1977) et les coûts d'agence des dettes (théorie d'agence, d'asymétrie d'information et de la hiérarchie des sources de financement, Jensen et Meckling (1976), Jensen (1986), Harris et Raviv (1990), Stulz (1990) et Barclay et Smith (1995)).

La littérature empirique a produit, dans un premier temps, une justification perverse et non conclusive sur l'impact de l'impôt sur l'emprunt de l'entreprise. Les recherches ultérieures ont prouvé que l'impôt peut affecter la structure du capital.

A partir de cette littérature, nous avons formulé trois hypothèses vérifiant l'influence de la fiscalité, particulièrement l'imposition directe des sociétés et l'imposition personnelle, sur les décisions d'investissement et de financement ainsi que sur la valeur de la firme. Dans une approche comparative, nous avons estimé trois modèles, moyennant la méthode des moments généralisés, durant la période étalée de 1997 à 1999 pour cinq pays représentant différentes réglementations fiscales (France, Allemagne, Royaume Uni, Etats-Unis et Tunisie).

Le premier modèle inclue en premier lieu des variables non liées à la fiscalité (le cash-flow (CF), les dettes (D), l'émission de nouvelles actions (ENA), le ratio q de Tobin représentant les opportunités d'investissement (QTNAI) et le coût du capital non ajustés d'impôt (CCNAI)) susceptibles d'avoir un effet sur la décision d'investissement ensuite, des variables fiscales (le q de Tobin (QTAI) et le coût d'usage ajustés d'impôt (CUAI), le taux effectif moyen d'imposition (TEMI), l'économie d'impôt résultant de la déduction des amortissements (EIDDA) et une variable muette représentant la situation fiscale de la société (VMEX)) sont introduites une à une dans le modèle de base. Le deuxième modèle explique la décision de financement de ces investissements par des variables non fiscales (le ratio de q de Tobin non ajusté d'impôt (QTNAI), la rentabilité économique (RE), la capacité de remboursement (CR) prise comme indicateur de détresse financière et une variable muette relative à la distribution des dividendes (VMDIV)) et d'autres variables fiscales (l'économie d'impôt résultant de la déduction des intérêt des dettes (EIDID), l'économie d'impôt non liée à la dette (EINLD), une

variable muette relative à la situation fiscale de la firme (VMEX), l'imposition personnelle des investisseurs personnes physiques (IPPP) et morales (IPPM) en plus de l'inclusion des trois mesures du ratio q de Tobin ajustées d'impôt (QTAI1, QTAI2 et QTAI3)) sont aussi intégrées successivement. Le troisième modèle estime la valeur de la firme en fonction des variables retenues dans les deux modèles précédents et dont les résultats ont montré un impact significatif sur les décisions d'investissement et de financement.

Les résultats obtenus ont permis de répondre, en partie, à la problématique initiale stipulant que la fiscalité affecte les décisions stratégiques de la firme de manière différente selon le contexte où elle se situe. Les ajustements fiscaux opérés sur le q de Tobin n'ont pas eu un effet significatif à travers les trois mesures adoptées sur l'investissement. Par contre, la prise en compte de l'imposition directe des sociétés et de l'imposition personnelle des personnes morales a affecté positivement le levier comptable pour les sociétés allemandes et négativement pour les sociétés anglaises et Tunisiennes.

L'impact de la variable fiscale sur le niveau d'investissement n'a pas été justifié par le taux effectif d'imposition mais plutôt à travers, premièrement, le choix de la méthode d'amortissement dont l'effet positif a été constaté pour les données allemandes, deuxièmement les ajustements fiscaux opérés sur le coût du capital qui ont affecté significativement le niveau d'investissement pour la France et l'Allemagne et troisièmement la situation d'épuisement fiscal qui a eu pour incidence de réduire le niveau d'investissement pour le Royaume Uni.

En matière d'intégration de la variable fiscale dans la décision d'endettement comme mode de financement des investissements, les résultats suggèrent que l'avantage fiscal provenant de l'économie d'impôt n'a pas contribué à l'augmentation du niveau d'endettement pour les sociétés françaises et américaines. Soulignons pour ces dernières sociétés que la capacité de remboursement, prise comme indicateur de détresse financière, affecte négativement le levier et par suite le coût de la dette semble aussi pris en compte dans le choix du mode de financement (théorie d'arbitrage). Les résultats révèlent aussi que l'économie d'impôt résultant de la dette peut être aussi substituée par d'autres économies d'impôt pour les sociétés anglaises alors que la situation d'épuisement fiscal a eu pour conséquence de réduire le levier pour les sociétés allemandes.

L'intégration de l'imposition personnelle n'a pas apporté, pour sa part, un pouvoir explicatif significatif à la décision de financement par les dettes. Ceci peut être expliqué par l'existence de nombreuses exemptions, crédits, déductions et autres abris auxquels peuvent prétendre les contribuables, qui finissent par s'annuler les uns les autres, de telle sorte qu'on ne peut établir un lien statistique entre le comportement d'une entreprise et la fiscalité des particuliers.

Ces aspects fiscaux ont eu des répercussions sur la valeur de la firme notamment les économies d'impôt résultant de la déduction des intérêts et les économies d'impôt résultant de la déduction des dotations d'amortissement dont l'effet diffère d'un pays à un autre.

Les résultats dégagés ont trois conséquences importantes. En premier lieu, il semble que la politique fiscale, à travers l'ensemble des variables fiscales retenues, a affecté le niveau des investissements pour les données allemandes alors qu'en tenant compte des ajustements fiscaux opérés sur le q de Tobin et le coût d'usage, l'influence de la politique fiscale est constatée, en plus des données allemandes, au niveau des données françaises. En matière d'endettement, l'imposition directe a affecté le levier comptable au niveau des données françaises et anglaises. En intégrant, en plus, l'imposition personnelle, l'effet global de ces deux impositions est seulement observé pour les données françaises. Par ailleurs, en tenant compte de l'effet des ajustements fiscaux effectués sur le ratio q de Tobin, la politique fiscale influence le levier comptable au niveau des données allemandes, anglaises et tunisiennes. L'impact global des variables fiscales, incluses simultanément, sur la valeur de la firme a été constaté pour les données françaises et anglaises.

En deuxième lieu, bien que les résultats reflètent une divergence entre les pays nous avons constaté une certaine convergence entre la France et l'Allemagne. Les résultats obtenus pour les sociétés américaines se rapprochent de ceux des sociétés françaises alors que les sociétés anglaises se comportent de manière différente que les sociétés américaines. De même nous avons remarqué que le contexte tunisien est proche du contexte français.

En troisième lieu, il semble qu'en matière d'incitation à l'investissement, l'Allemagne offre plus de dispositifs incitatifs, particulièrement en matière du choix de la méthode d'amortissement.

Dans le cadre de notre recherche, trois idées principales sont développées. La première argumente que la charge fiscale ne dépend pas uniquement des taux d'imposition il faux aussi examiner les assiettes et donc le régime des provisions, des amortissements et celui du report des pertes entre exercices. Nous soulignons qu'un système fiscal d'un pays est compétitif non seulement au niveau du taux d'imposition mais aussi au niveau des composantes de la base imposable.

La deuxième précise que la décision d'investissement ne peut pas être prise en négligeant la charge d'impôt supportée, la situation de report déficitaire, les économies fiscales réalisées en adoptant une telle méthode d'amortissement ou en profitant des dispositifs fiscaux incitatifs à certains types d'investissement ainsi que l'imposition personnelle des individus. En même temps, le paramètre fiscal ne peut pas être isolé de l'effet des autres facteurs non fiscaux affectant les décisions financières de la firme.

La troisième consiste à la corroboration de la nouvelle théorie d'investissement de Laffer fondée sur les différences de taux d'imposition entre différentes régions du monde qui entraîne un changement important de la théorie du taux optimal vers la théorie de la fiscalité sur l'investissement.

Bien que se distinguant des études antérieures qui se sont limitées à étudier l'effet de l'impôt soit sur l'investissement, soit sur le choix de la structure du capital, nous avons essayé dans notre recherche d'étudier, simultanément, l'effet de l'impôt sur les sociétés et de l'imposition personnelle sur les décisions d'investissement et de financement, pour examiner l'impact sur la valeur de la firme dans une analyse comparative, ce travail de recherche comporte trois limites :

La première concerne les données utilisées dans l'étude empirique. Ces dernières sont issues des états financiers comptables qui peuvent ne pas refléter la situation fiscale réelle des sociétés et par conséquent elles introduisent un biais dans la mesure des variables fiscales.

La deuxième est relative à la période de l'étude qui est de trois ans, ceci n'a pas permis d'utiliser les variables exprimées en différence première en appliquant la méthode des moments généralisés.

La troisième consiste à la non prise en compte des cotisations sociales comme variable explicative du niveau d'investissement à cause de la non disponibilité des données.

Ces limitations constituent une motivation pour d'autres travaux complémentaires ce qui ouvre à d'autres perspectives de recherche. Premièrement nous suggérons d'élargir la période de l'étude afin d'utiliser des variables qui sont exprimées en en différence première et de procéder à une étude en coupe transversale pour analyser l'effet d'une éventuelle réforme fiscale. Deuxièmement nous proposons d'étendre l'étude par la prise en compte des différents agrégats des prélèvements obligatoires et notamment les charges sociales. Troisièmement, cette étude peut être reprise en étudiant l'impact de la fiscalité sur les investissements financiers et immatériels. En fin, il est intéressant d'étudier l'impact de la fiscalité sur l'investissement à l'étranger et d'examiner les aspects de la fiscalité internationale dans un contexte de globalisation.

Bibliographie

Abel A. B. et Blanchard O. J., (1983), «An intertemporal model of savings and investment», Econometrica, 51, pp.675-692.

Abel A. B. et Blanchard O.J, (1986), «The present value of profits and cyclical movements in investment», Econometrica, vol 54, n°2, pp.249-273.

Abel A. B. et Eberly J. C., (1994), «A unified model of investment under uncertainty», American Economic Review, vol 84, n°5, pp.1369-1384.

Abel A. B., (1980), «Empirical investment equations: an integrative framework», Journal of Monetary Economics, vol 12, n°6, Supplement, pp.39-91.

Abel A. B., (1985), «A stochastic model of investment, marginal q and the market value of the firm value», International Economic Review, vol 26, n° 2, pp.305-322.

Abel A.B., (1983), «Tax neutrality in the presence of adjustment costs» The Quarterly Journal of Economics, vol 98, n°4, pp. 637-657.

Abel, A. B., (1983), «Optimal investment under uncertainty», American Economic Review, 73, pp. 228-233.

Abid F., (1998), «Portée et limites du financement par la dette: cas des petites et moyennes entreprises», Papier de Recherche présenté dans le cadre du Séminaire «Système bancaire et modernisation des entreprises tunisiennes».

Ahn S., Denis D. J. et Denis D. K., (2006), «Leverage and investment in diversified firms», Journal of Financial Economics, 79, pp.317-337.

Ahn S.C. et Schmidt P., (1995), «Efficient estimation of models for dynamic panel data», Journal of Econometrics, 68, pp.5-28.

Albouy M., (1989), « Structure financière et coût du capital » Enclypédie de Gestion, dir Joffre P. et Simon Y., Economica, Paris, pp. 2755-2773.

Albouy M., (1993), «Financement et coût du capital des entreprises», 2ème édition, Eyrolles.

Albouy M., (2000) «Décisions financières et création de valeur», 2ème édition, Economica.

Alford S. C. et Stangeland D. A., (2005), «Personal taxation corporate agency costs and firm performance» SSRN Working Paper.

Allen F., Bernardo A. E. et Welch I., (2000), «A theory of dividends based on tax clienteles», The Journal of Finance, vol 57, n°6, pp.2499-2536.

Almeida H. et Campello M., (2001), «Financial constraints and investment-cash flow sensitivies: new research directions», SSRN Working Paper, december 2001.

Altshuler R. et Auerbach A. J., (1990), «The significance of tax law asymmetries: an empirical investigation», Quarterly Journal of Economics, 105, pp.61-86.

Alworth J. et Arachi G., (2001), «The effect of taxes on corporate financing decisions: evidence from a panel of Italian firms», International Tax and Public Finance, 8, pp.353-376.

Anderson T. et Hsiao C., (1982), «Formulation and estimation of dynamic models using panel data», Journal of Econometrics, 18, pp.47-82.

Antoniou A., Guney Y. et Paudyal K., (2002), «Determinants of corporate capital structure: evidence from european countries», SSRN Working Paper, March 2002.

Arcelus F.J., Mitra D. et Srinivasan G., (2005), «On the incidence of deferred taxes, intangibles and non-linearities in the relationship between Tobin's q and ROI», Journal of Economics and Business, 57, pp.165-185.

Arellano M. et Bond S.R., (1991), «Some tests of specification for panel data: monte carlo evidence and an application to employment equations», Review of Economic Studies, 58, pp.277-297.

Arellano. M et Bond S., (1998), «Dynamic panel data estimation using DPD98 for GAUSS», Institute for Fiscal Studies Working Paper.

Ashton D.J. (1991), «Corporate financial policy: american analytics and U.K. taxation», Journal of Business Finance and Accounting, vol 18, n°4, pp.465-482.

Asquith P. et Mullins D. W., Jr, (1986), «Equity issues and offering dilution», Journal of Financial Economics, 15, pp.31-60.

Auerbach A J. et Hassett K. A., (2000), «On the marginal source of investment funds», NBER Working paper, n°7821

Auerbach A J., (1985), «Real determinants of corporate leverage», in Friedman B., ed., Corporate capital structures in the United States (University of Chicago Press, Chicago), pp.301-322.

Auerbach A. et Hassett K., (2006), «Dividend taxes and firm valuation: new evidence», NBER Working paper, n°11959.

Auerbach A. J. (1983), «Taxation, corporate financial policy and the cost of capital», Journal of Economic Literature, 21, pp.905-940.

Auerbach A. J. et Bradford D. F., (2004), «Generalized cash-flow taxation», Journal of Public Economics, 88, pp.957-980.

Auerbach A. J. et Hassett K. A., (1991), «Recent U.S. investment behaviour and the tax reform act of 1986: a disaggregate view», Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 35, pp.185-215.

Auerbach A. J. et Hassett K. A., (1992), «Tax policy and business fixed investment in the United States» Journal of Financial Economics, 47, pp.141-170.

Auerbach A. J. et Hines J. R., (1988), «Investment tax incentives and frequent tax reforms», American Economic Review, vol 78, n°2, pp.211-216.

Auerbach A. J. et King M. A., (1983), «Taxation, portfolio choice and debt-equity ratios: a general equilibruim model», Quarterly Journal of Economics, 98, pp.587-609.

Auerbach A. J. et M.A. King. (1982), « Corporate financial policy, with personal and institutional investors » Journal of Public Economics, vol 17, n° 3, pp. 259-285.

Auerbach A. J. et Poterba J. M., (1987), «Tax-loss carryforwards and corporate tax incentives», in Feldstein M., ed., The effects of taxation on capital accumulation (University of Chicago Press, Chicago), pp.305-338.

Auerbach A. J., (1979), «Wealth maximization and the cost of capital», Quarterly Journal of Economics, 94, pp.433-436.

Auerbach A. J., (1984), «Taxes, firm financial policy and the cost of capital: an empirical analysis», Journal of Public Economics, 23, pp.27-57.

Auerbach A. J., (1986), «The dynamic effects of tax asymmetries», Review of Economic Studies, vol 53, n°2, pp.205-225.

Auerbach A. J., (1989), «Tax reform and adjustment costs: the impact of investment and market value», International Economic Review, vol 30, n°4, pp.939-962.

Auerbach A. J., (2001), «Taxation and corporate financial policy», NBER Working Paper, n°8203.

Auerbach A. J., (2003), «Fiscal policy, past and present», Brooking Papers on Economic Activity 1, pp. 75-138.

Auerbach A. J., Hassett K. A., et Sodersten J. (1995), «Taxation and corporate investment: the impact of 1991 Swedish tax reform», NBER Working paper, n°5189.

Avouyi-Dovi S. et MUET P. A., (1987), «L'effet des incitations fiscales sur l'investisseur», Observations et Diagnostics Economiques, n° 18.

Avouyi-Dovi S., Legros F., Nicolai J.P. et Leroux V., (1991), «Effets de la fiscalité sur l'investissement», Cahiers Economiques de Bruxelles, n °132, 4éme trimestre, pp.485-535.

Ayers B. C., Cloyd B. C. et Robinson J. R. (2001) : «The influence of income taxes on the use of inside and outside debt by small businesses», National Tax Journal, vol 54, n°1, pp. 27-55.

Ayers B. C., Lefanowicz C. E. et Robinson J. R., (2003), «Shareholder taxes in acquisition premiums: the effect of capital gains taxation», The Journal of Finance, vol 58, n°6, pp.2783-2801.

Baker M., Ruback R. et Wurgler J., (2004), «Behavioral corporate finance : a survey», NBER Working Paper, n°10863.

Bank S. A., (2001), «The shareholder-based origins of the corporate income tax», Stanford/Yale Junior Faculty Forum. Research Paper, n°01-02.

Banque centrale de Tunisie, «Rapport annuel de exercice 1998».

Banque centrale de Tunisie, «Rapport annuel de l'exercice 2000».

Barclay M. et Smith C. W.; (1995), «The priority structure of corporate liabilities», The Journal of Finance, vol 50, n°3, pp.899-917.

Barclay M. J., and Smith C.W., (1995), «The maturity structure of corporate debt», The Journal of Finance, 50, pp.609-631.

Bean C. R. (1981), «An econometric model of manufacturing investment in the U.K.» The Economic Journal, vol 91, n°361, pp. 106-121.

Bell L. et Jenkinson T., (2002), «New evidence of the impact of dividend taxation and on the identity of the marginal investor», The Journal of Finance, vol 57, n° 3, pp.1321-1346.

Bellalah M., (1998), «Gestion financière», Edition Economica.

Bellalah M., (2003), «Finance moderne d'entreprise», 2ème édition, Economica

Bernanke B. et Gertler M., (1989), «Agency costs, net worth and business fluctuations», American Economic Review, 73, pp.257-276.

Bernanke B. S. et Campbell J. Y., (1988), «Is there a corporate debt crisis?», Brookings Papers on Economic Activity, 1, pp.83-125.

Bernanke B. S., (1983), « The determinants of investment: another look » The American Economic Review, vol 73, n°2, pp. 71-76.

Bernanke B., Bohn H. et Reiss P. C., (1988), «Alternative non-nested specification tests of time-series investment models», Journal of Econometrics, 37, pp.1-38.

Berns, J. L et Cuny C.J., (1995), «The capital structure puzzle revisited», Review of Financial Studies, 8, pp.1185-1208.

Biais B., Hillion P. et Malécot J.F., (1995), «La structure financière des entreprises : une investigation empirique sur données françaises», Economie et Prévision, n°120; pp.15-28.

Billett M. T. et Mauer D. C., (2003), «Cross-subsidies, external financing constraints, and the contribution of the internal capital market to firm value», The Review of Financial Studies, vol 16, n°4, pp.1167-1201.

Black E. L., Legoria J. et Sellers K. F., (2000), «Capital investment effects of dividend imputation», The Journal of American Taxation Association, vol 22, n°2, pp.40-59.

Blanchard O., Rhee C. et Summers L., (1990), «The stock market, profit, and investment», Quarterly Journal of Economics, 108, pp.115-136.

Blouin J. L., Raedy J. S. et Shackelford D. A., (2004), «Did dividends increase immediately after the 2003 reduction in tax rates?», NBER Working Paper n°10301.

Blundell R. S. et Bond. S. R. (1995), « Initial conditions and moment restrictions in panel data models » London, Institute for Fiscal Studies, Working Paper n° w95/17.

Blundell R., Bond S., Devereux M. et Schiantarelli F., (1992), «Investment and Tobin's q: evidence from compagny panel data», Journal of Econometrics, 51, pp.233-257.

Boissonade D., (1996), «L'endettement des entreprises : une étude sur longue période», Bulletin de la Banque de France, 4ème trimestre 1996- Supplément Etudes.

Bond S. et Meghir C., (1994), «Dynamic investment models and the firm's financial policy», Review of Economic Studies, vol 61, n°2, pp.197-222.

Bond S. R. et Cummins J. G., (2000), «The stock market and investment in the new economy: some tangible facts and intangible fictions», Brookings Papers on Economic Activity no, pp.161-108.

Bond S., Elston J., Mairesse J. et Mulkay B., (1997), «Financial factors and investment in Belguim, France, Germany, and the U.K.: a comparison using company panel data», NBER Working paper, n°5900.

Bond S.R. et Chennels L., (2000), «Corporate income tax and investment: a comparative study», Final Report, The institute for Fiscal Studies, London.

Bond S.R., Devereux M. P. et Gammie M.J., (1996), «Tax reform to promote investment» Oxford Review of Economic Policy, vol 12, n°2, pp 109-117.

Boquist J. A. et Mores W., (1984), «Inter-industry leverage differences and the DeAngelo-Masulis tax shield hypothesis», Financial Management , spring, pp. 5-9.

Borrego C. A. et Bentolila S., (1994), «Investment and q in Spanish manufacturing firms», Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol 56, n°1, pp.49-65.

Bours J. P., (1998), «Fiscalité des entreprises», Séminaire n°5-1998, Vanham.

Bowen R. M., Daley L. A. et Huber C. C., (1982), «Evidence on the existence and determinants of inter-industry differences in leverage», Financial Management, Winter, pp.10-20.

Bradley M.; Jarrel G. et Kim E. H., (1984), «On the existence of optimal capital structure: theory and evidence», The Journal of Finance, vol 39, pp.857-878.

Brainard W.C., Shoven J. B. et Weiss L., (1980), «The financial valuation of the return to capital», Brooking Papers on Economic Activity, 2, pp.453-512.

Brealey R. A. et Myers S. C., (1991), «Principles of corporate finance», New York, NY: McGraw-Hill.

Brennan M. J. et Schwartz E. S., (1978), «Corporate income taxes, valuation and the probale optimal capital structure», Journal of Business, January, p.103-114.

Brick I. E. et Ravid S. A., (1985), «On the relevance of debt maturity structure», Journal of Finance 40, pp.1423-1437.

Bunn P. et Young G., (2004), «Corporate capital structure in the United Kingdom: determinants and adjustment», Bank of England Working Paper, n°226.

Burman L. E., Gale W. G., Rohaly J. et Harris B. H., (2002), «The individual AMT: problems and potential solutions», National Tax Journal, vol 55, n°3, pp.555-596.

Burman L. et Randolph W., (1994), «Measuring permanent responses to capital gains tax changes in panel data» The American Economic Rreview, vol 84, n° 4, pp. 794-809.

Callihan D.S., (1994), «Corporate effective tax rates: A synthesis of the literature», Journal of Accounting Litterature, 13, pp.1-43.

Calomiris C. et Hubbard R. G., (1995), «Internal finance and investment: evidence from the undistributed profits tax of 1936-1938», Journal of Business, n°68, pp.443-482.

Calomiris C.W. et Hubbard R. G., (1990), «Firm heterogeneity, internal finance, and credit rationing», Economic Journal, 100, pp.90-104.

Cantillo M., (2004), «A theory of corporate capital structure and investment», The Review of Financial Studies, vol 17, n°4, pp.1103-1128.

Carmentier C. et Suret J.M., (2000), «Pratique et théories du financement : le cas de la France», Finance, vol 21, n°1, pp.9-34.

Carpenter R., (1993), «Finance constraints of free cash flow: the impact of asymmetric information on investment», Emory University Working Paper.

Carpenter R., (1995), «Finance constraints of free cash flow? A new look at the life cycle model of the firm», Empirica, 22, pp.185-209.

Carpenter R., Fazzari S., et Petersen B., (1994), «Inventory investment, internal finance and fluctuations and the business cycle», Brooking Paper on Economic Activity, 2, pp.75-122.

Carpentier C., (2000), «Choix de financement et ratio cible : le cas français», Revue d'analyse économique, vol 76, n°3, pp.365-392.

Carroll R., Hassett K. A. et Mackie III J. B., (2003), «The effect of dividend tax relief on investement incentives», National Tax Journal, vol 56, n°3, pp.629-651.

Cavalier B., (1994), «Evaluation et finance des entreprises : application à l'activité de capital risque», édition LGDJ.

Chirinko R. S. (1993), «Multiple capital inputs, q, investment spending» Journal of Economic Dynamics and Control, vol 17, n° 5/6, pp. 907-928.

Chirinko R. S. et Eisner R., (1983), «Tax policy and investment in major U.S. macroeconomic econometric models», Journal of Public Economics, 20, pp.139-166.

Chirinko R. S. et Schaller H., (1995), «Why does liquidity matter in investment equations?», Journal of Money Credit and Banking, 27, pp.527-548.

Chirinko R. S. et Singha A. R., (2000), «Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure : a critical comment », Journal of Financial Economics, 58, pp.417-425.

Chirinko R. S., (1986), «Business investment and tax policy: a perspective on existing models and empirical results», National Tax Journal, vol 39, n° 2, pp. 137-155.

Chirinko R. S., (1987), «The ineffectiveness of effective tax rates on business investment: a critique of Feldestein's Fisher-Schultz lecture», Journal of Public Economics, vol 32, n°3, pp.369-387.

Chirinko R. S., (1987), «Tobin's q and financial policy», Journal of Monetary Economics, 19, pp.69-87.

Chirinko R. S., (1993), «Business fixed investment spending: modelling strategies, empirical results, and policy implications», Journal of Economic Literature, 31, pp.1875-1911.

Chirinko R. S., (2000), «Investment tax credits», CESifo Working Paper Series n°243.

Chirinko R. S., Fazzari S. M. et Peyer A.P. (1999), «How responsive is business capital formation to its user cost? an exploration with micro data», Journal of Public Economics, n°74, pp.53-80.

Chung K. et Pruitt. S. W., (1994), «A simple approximation of Tobin's q», Financial Management, vol 23, n°3, pp.70-74.

Clark P. K., (1993), «Tax incentives and equipment investment», Brooking Papers on Economic Activity, 1, pp.317-339.

Cleary S., (1999), «The relationship between firm investment and financial status», Journal of Finance, 54, pp.673-692.

Cobbaut R., (1994), «Théorie financière», 3ème édition, Economica.

Collette C., (1998), «Gestion fiscale des entreprises», édition Ellipses.

Collins J. H. et Kemsley D., (2000), «Capital gains and dividend taxes in firm valuation: evidence of triple taxation», The Accounting Review, vol 75, n°4, pp.405-427.

Commission des Communautés européennes, (1992), «Rapport du comité de réflexion des experts indépendants sur la fiscalité des entreprises», Mars 1992.

Conine T. E. JR, (1980), «Corporate debt corporate taxes: an extension», The Journal of Finance, vol 35, n°4, pp.1033-1037.

Cooper, I, and Julian F., (1983), «The interaction of financing and investment decisions when the firm has unused tax credits», Journal of Finance, vol 38, n°2, pp.571-583.

Courdes J. et Sheffrin S., (1983), «Estimating the tax advantage of corporate debt», The Journal of Finance 38, pp.95-105.

Crépon B. et Gianella C., (2001), «Fiscalité et coût d'usage du capital: incidences sur l'investissement, l'activité et l'emploi», Economie et Statistique, n°341-342, pp.107-128.

Cummins J. et Hassett K., (1992), «The effects of taxation on investment: new evidence from firm level panel data», National Tax Journal, 45, pp.243-252.

Cummins J. G., Harris T.S. et Hassett K. A., (1994), «Accounting standard, information flow, and firm investment behaviour», NBER Working Paper, n°4685.

Cummins J. G., Hassett K. A. et Hubbard R. G., (1994), «A reconsideration of investment behaviour using tax reforms as natural experiments», Brooking Papers on Economic Activity, 2, pp.1-59.

Cummins J. G., Hassett K. A. et Hubbard. R. G., (1995), «Tax reforms and investment: a cross-country comparison», NBER Working paper, n°5232.

Cummins J. G., Hassett K. A. et Oliner S. D., (1998), «Investment behavior, observable expectations, internal funds», Manuscript New York University.

D'Autume, A. et Philippe M., (1985), «Future investment constraints reduce present investment», Econometrica 53, pp.203-206.

Dammon R. M. et Senbet L. W., (1988), «The effect of taxes and depreciation on corporate investment and financial leverage», The Journal of Finance, vol 43, n°2, pp.357-373.

Dasgupta S. et Sengupta K., (2002), «Financial constraints, investment and capital structure: implications from a multi-period model», Working Paper SSRN, January 2002.

Davis J. S. et Swenson C. W., (1993), «Experimental evidence on tax incentives and the demand for capital investments», The Accounting Review vol 68 n °3, pp 482-514.

De Waegenaere A., Sansing R. C. et Wielhouwer J. L., (2003), «Valuation of firm with a tax loss carryover», The Journal of American Taxation Association, vol 25, Supplement, pp.65-82.

DeAngelo H. et DeAngelo L., (2006), «The irrelevance of the MM dividend irrelevance theorem», Journal of Financial Economics, 79, pp.293-315.

DeAngelo H. et Masulis R.W., (1980), «Optimal capital structure under corporate and personal taxation», Journal of Financial Economics, 8, pp.3-29.

Deffains B. et Guigou JD., (2002), «Droit, gouvernement d'entreprise et marchés de capitaux», GREFIGE-Université, Cahier de recherche, n°2002-4.

Delbreil M. et Paranque B., (2001), «Le financement des entreprises en Europe de 1986 à 1996», Bulletin de la Banque de France, n° 85, pp.75-95.

Dempsey M., (1998),«Capital gains tax: implications for the firm's cost of capital, share valuation and investment decision making», Accounting and Business Research, vol 28, n°2, pp.91-96.

Dempsey M., (2001), «Valuation and cost of capital formulae with corporate and personal taxes: A synthesis using the Dempsey discounted dividends model», Journal of Business Finance and Accounting, vol 28, n° 3 et 4, pp.357-378.

Denis D. J. et Sarin A., (2002), «Taxes and the relative valuation of S corporations and C corporations», Journal of Applied Finance, Fall/Winter, pp.5-14.

Desai M. A. et Gentry W. M., (2003), «The character and determinants of corporate capital gains», NBER Working Paper, n°10153.

Desai M. A. et Hines J. R., (2003), «Evaluating international tax reform», National Tax Journal, vol 56, n° 3, pp.487-502.

Desai M. A., Dharmapala D. et Fung W., (2005), «Taxation and the evolution of aggregate corporate ownership concentration», NBER Working Paper, n°11469.

Desbrière P., (1988), «L'effet de clientèle des dividendes sur le marché français: un test empirique», vol. 9, n°1, pp.5-16.

Devereux M. P., (1987), «Taxation and the cost of capital: the U.K. experience», Oxford Review of Economic Policy, vol 3, n°4, pp.17-32.

Devereux M. P., (1996), «L'intégration des impôts des sociétés et des particuliers en Europe: le rôle des impôts minimums sur les versements de dividendes», Comité Technique de la Fiscalité des Entreprises, Document de travail, n°96-5.

Devereux M. P., et Schiantarelli F., (1989), «Investment, financial factors and cash flow: evidence from U.K. panel data», NBER Working Paper, n°3116.

Devereux M., Keen M. J. et Schiantarelli F., (1994), «Corporate tax, investment and the role of tax asymmetries: Evidence from company panel data», Journal of Public Economics, 53, pp.395-418.

Dhaliwal D., Erickson M. et Trezevant R., (1999), «A test of the theory of tax clienteles for dividend policies», National Tax Journal, 52, pp.179-194.

Dhaliwal D., Trzevant R. et Wang S-Wu., (1992), «Taxes, Investment-related tax shields and capital structure», The Journal of the American Taxation Association, vol 14, n°1, pp.1-21.

Dhaliwal D., Zhen Li O. et Trezevant R., (2003), «Is a dividend tax penalty incorporated into the return on a firm's common stock?», Journal of Accounting and Economics, 35, pp.155-178.

Dhrymes P. et Kurz J. M., (1967), «Investment, dividend and external finance behavior of firms», In determinants of investment behavior, NBER, Pobert Ferber, ed. New York: National Bureau of Economic Research.

Diamond D., (1991), «Debt maturity structure and liquidity risk», Quarterly Journal of Economics, 106, pp.709-737.

Dictionnaire Permanent Fiscal, (2000), «Fiscalité des états membres de l'Union Européenne» Editions Législatives.

Dotan A. et Ravid S.A., (1985), «On the interaction of real and financial decisions of the firm under uncertainty», The Journal of Finance, vol 40, pp.501-517.

Dubois M., (1985), «Les déterminants de la structure financière : le cas des grandes entreprises françaises», Finance, vol 6, n°1, pp.41-70.

Duhautois R., (2001), «Le ralentissement de l'investissement est plutôt le fait des petites entreprises tertiaires», Economie et Statistique, n°341-342, pp.47-66.

Dunbar A. E. et Sansing R. C., (2002), «Measuring corporate tax preferences», The Journal of American Taxation Association, vol 24, n°2, pp.1-17.

Edwards J.S.S. et Keen M.J., (1985), «Taxes, investment and q» Review of Economic Studies, 52, pp.665-679.

Edwards J.S.S. et Mayer C.P., (1991), «Leasing, taxes and the cost of capital», Journal of Public Economics, n°44, pp.173-197.

Edwards. J.S.S. et Keen M.J., (1985), «Inflation and non-neutralities in the taxation of corporate source income», Oxford Economic Papers, 37, pp.552-575.

Ehrhardt M. C. et Daves P. R., (2002), «Corporate valuation: the combined impact of growth and the tax shield of debt on the cost of capital and systematic risk», Journal of Applied Finance, Fall/Winter, pp.31-38.

Eichner M. et Sinai T., (2000), «Capital gains tax realizations and tax rates: new evidence from time series», National Tax Journal, vol 53, n° 3, part 2, pp. 663-681.

Eisner R., (1978), «Cross section and time series estimates of investment functions», Annales d'économie et de statistique, n° 30/31, pp.99-129.

Eli A., Kirschenheiter M. et Willard. K. (1997), « Firm valuation with deferred taxes: a theoretical framework » Working Paper SSRN..

Elton E. et Gruber M., (1970), «Marginal stockholder tax rates and the clientele effect», Review of Economics and Statistics, 52, pp.68-74.

Ely D. P., Houston A. L., Jr. et Houston C. O., (2002), «Taxes and the choice of issuing preferred stock vs. debt», The Journal of American Taxation Association, vol 24, n°1, pp.29-45.

Endres D. et Ditsch S., (1999), «German corporate tax planning», The International Tax Journal, vol 25, n° 1, pp. 16-30.

Epaulard A., (1993), «L'apport du q de Tobin à la modélisation de l'investissement en France», Economie et Prévision, n° 109, pp.1-12.

Erickson M., (1998), «The effect of taxes on the structure of corporate acquisitions», Journal of Accounting Research, 36, pp.279-298.

Eura-Audit International, (1998), «Les impôts en Europe», Delmas.

Fama E. et Miller M., (1972), «The theory of finance», Holt, Rinehart and Winston, New York.

Fama E. F. et French K. R., (1997), «Industry costs of equity», Journal of Financial Economics, 43, pp.153-193.

Fama E. F. et French K. R., (2005), «Financing decisions: who issues stock?», Journal of Financial Economics, 76, pp.549-582.

Fama E. F., (1974), «The empirical relationship between dividend and investment decisions of firms», American Economic Review, vol 64, June, pp.301-318.

Fama E.F. et French K.R., (1998), «Taxes, financing decisions and firm value», Journal of Finance, 53, pp.819-843.

Fazzari S. et Athey. M., (1987), «Asymmetric information, financing constraints and investment», Review of Economic and Statistics, 69, pp.481-487.

Fazzari S., Hubbard R. G. et Petersen B., (2000), «Investment-cash flow sensitivities are useful: a comment on Kaplan and Zingales», Quarterly Journal of Economics, 115, pp.695-706.

Fazzari S., Hubbard R. G. et Petersen. B., (1988), «Investment, financing decisions, and tax policy», American Economic Review, vol 78, n°2, pp.200-205.

Fazzari, S. et Peterson B., (1993), «Working capital and fixed investment: New evidence on financing constraints», Rand Journal of Economics, 24, pp.328-341.

Fazzari, S.M., Hubbard R.G. et Petersen. B.C., (1988), «Financing constraints and corporate investment», Brooking Papers on Economic Activity, 19, pp.141-195.

Feenberg D. R. et Poterba J., (2004), «The alternative minimum tax effective marginal tax rates», National Tax Journal, vol 57, n°2, pp.407-427.

Feldestein M., (1982), «Inflation, tax rules and investment: some econometric evidence», Econometrica, vol 50, n°4, pp.825-862.

Feldestein M., (1995), «The effect of marginal tax rates on taxable income: a panel study of the 1986 tax reform act», Journal of the Political Economy, 103, pp.551-572.

Feldestein M., Dicks-Mireaux L. et Poterba J., (1983), «The effective tax rate and the pretax rate of return», Journal of Public Economics, 21, pp. 129-158.

Fernandez P., (2004), «The value of tax shields is not equal to the present value of tax shields», Journal of Financial Economics, 73, pp.145-165.

Flath D. et Knober C. R., (1980), «Taxes, failure costs and optimal industry capital structure an empirical test», The Journal of Finance, March, p.99-117.

Flath D., (1980), «The economics of short-term leasing», Economic Inquiry, 18, pp.247-259.

Fontaine P. et Njiokou C., (1996), «Les déterminants de la structure financière : une comparaison internationale», Banque et Marchés, n°24, pp.5-17.

Fuest C., Huber B. et Nielsen S. B., (2002), «Why is the corporate tax rate lower than personal tax rate? The role of new firm», Journal of Public Economics, 87, pp.157-174.

Fullerton D. et Gordon R. H., (1983), «A reexamination of tax distortions in general equilibrium models», in Martin Feldstein, ed., Behavioral simulation methods in Tax Policy Analysis, Chicago, University of Chicago Press.

Fullerton D., (1984), «Which effective tax rate», National Tax Journal, vol 37,n°1, pp.23-41.

Fullerton D., (1987), «The indexation of interest, depreciation, and capital gains and tax reform in the U.S», Journal of Public Economics, vol 32, n°1, pp.25-51.

Gagnon J.M., Suret J.M. et ST-Pierre J., (1987), «Asymétrie de l'information, fiscalité et endettement au Canada», Finance, vol 8, n°1, pp. 5-16.

Gale W. G. et Orszag P. R., (2005), «Deficits, interest rates, and the user cost of capital: a reconsideration of the effects of tax policy on investment», National Tax Journal, vol 58, n°3, pp.409-426.

Galeotti M. et Schiantarelli. F. (1991): «Generalized q models for investment» The Review of Economics and Statistics vol 73, n°3, pp. 383-388.

Galeotti M., Schiantarelli F. et Jaramillo F., (1994), «Investment decisions and role of debt, liquid assets, and cash flow: evidence from Italian panel data», Applied Financial Economics, 4, pp.121-132.

Galeotti, M., (1988), «Tobin's marginal q and tests of firm's dynamic equilibrium», Journal of Applied Econometrics, vol 3, n°4, pp. 267-277.

Gentry W. M. et Hubbard R. G., (1998), «Fundamental tax reform and corporate financial policy», NBER Working Paper, n°6433.

Gentry W. M. et Mayer C. J., (2002), «What can we learn about investment and capital structure with a better measure of q?», Working Paper presented in the International Finance Conference 2 Tunisia 2003.

Gentry W. M., (1994), «Taxes, financial decisions and organizational form: evidence from publicly traded partnerships», Journal of Public Economics, 53, pp.223-244.

Georgen M. et Renneboog L., (2001), «Investment policy, internal financing and ownership concentration in the UK», Journal of Corporate Finance, vol 7, n°3, pp.257-284.

Georgen M., Renneboog L. et Da Silva L. C., (2005), «When do german firms change their dividends?», Journal of Corporate Finance,11, pp.375-399.

Giannini S. et Maggiulli C., (2002), «The effective tax rates in the EU commission study on corporate taxation: methodological aspects, main results and policy implications», CESifo Working Paper, n°666 (1).

Gilchrist, S. et Himmelberg. C., (1995), «Evidence on the role of cash flow in reduced-form investment equations», Journal of Monetary Economics, 36, pp.541-572.

Gitaman L. J. et Vandenberg P. A., (2000), «Cost of capital techniques used by major US firms: 1997 vs. 1980», Financial Practice and Education, Fall/Winter, pp.53-68.

Givoly D., Hayn C., Ofer A. R. et Sarig O., (1992), «Taxes and capital structure: evidence from firm's response to the tax reform act 1986», Review of Financial Studies, 5, pp.331-355.

Goolsbee A., (2004), «The impact of the corporate income tax: evidence from state organizational from data», Journal of Public Economics, 88, pp.2283-2299.

Gordon R. H. et Bradford D. F., (1980), «Taxation and stock market valuation of capital gains and dividends: Theory and empirical results», Journal of Public Economics, 14, pp.109-136.

Gordon R. H. et Young L., (1999), «Do taxes affect corporate debt policy? Evidence from US corporate tax return data», NBER Working Paper, n°7433.

Gordon R. H., (2003): «Taxation of interest income» NBER Working Paper, n°9503.

Goswami G., Rebello M. et Noe T., (1995), «Debt financing under asymmetric information», The Journal of Finance, vol 50, n°2, pp.633-659.

Gould J.P., (1968), «Adjustment costs in the theory of investment of the firm», Review of Economic Studies, vol 35, pp.47-55.

Graham J. R., (1996a), «Debt and the marginal tax rate», Journal of Financial Economics, 41, pp.41-73.

Graham J. R., (1996b), «Proxies for the corporate marginal tax rate», Journal of Financial Economics, 42, pp.187-221.

Graham J. R., (1999), «Do personal taxes affect corporate financing decisions?», Journal of Public Economics, 73, pp.147-185.

Graham J. R., (2000), «How big are the tax benefits of debt?», Journal of Finance, vol 55, n°5, pp.1901-1941.

Graham J. R., (2003), «Taxes and corporate finance: a review», The Review of Financial Studies, 16, n°4, pp.1075-1129.

Graham, J. R., Lemmon M. L. et Schallheim J. S., (1998), «Debt, leases, taxes, and the endogeneity of corporate tax status», Journal of Finance, vol 53, n°1, pp.131-161.

Gravelle J. G., (1987), «Tax policy and rental housing: an economic analysis», Congressional Research Service Report, n° 87-536, Washington, D.C, The library of Congress, June 1987.

Gravelle J. G., (1999), «Depreciation and taxation of real estate», Congressional Research Service Report, n°RL30163, Washington, D.C, The library of Congress May 1999.

Gravelle J. G., (2004), «The corporate tax: where has it been and where is it going?», National Tax Journal, vol 57, n°4, pp.903-923.

Gravelle J., (1994), «The economic effects of taxing capital income», The MIT Press, Cambridge, MA.

Graver J. et Graver M., (1993), «Additional evidence on the association between the investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies», Journal of Accounting and Economics, 6, pp.125-160.

Grecu A. et Adam Smith Istitute, (2006), « La flat-tax : principes et applications » Problèmes Economiques, n°2890.

Green R. C. et Hollifield B., (2003), «The personal-tax advantages of equity», Journal of Financial Economics, 67, pp.175-216.

Green R. C., (1984), «Investment incentives, debt and warrants» Journal of Financial Economics, 13, pp.115-136.

Grinblatt M. et Liu J., (2002), «Debt policy, corporate taxes, and discount rates», NBER Working Paper n°9353.

Gropp R. E., (2002), «Local taxes and capital structure choice», International Tax and Public Finance, 9, pp.51-71.

Grossman S. et Hart O., (1982), «Corporate financial structure and managerial incentives», in the Economics on information and uncertainty, edited by McCall J. J. (Chicago: University of Chicago Press, pp.107-137.

Grunfeld Y., (1960), «The determinants of corporate behavior», in Harberger, A. C. (ed.), The demand for durable goods, Chicago, Chicago University Press.

Guenther D. A. et Sansing R. C., (2002), «Fundamentals of shareholder tax capitalisation», Tuck School of Business at Dartmouth Working Paper, n°02-02.

Guenther D. A. et Sansing R. C., (2004), «The valuation relevance of reversing deferred tax liabilities», The Accounting Review, vol 79, n°2, pp.437-451.

Gujarati D. N., (2004), «Econométrie», Traduction de la 4ème version américaine par Bernier B.

Gupta S. et Newberry K., (1997), «Determinants of variability in corporate effective tax rates: evidence from longitudinal data», Journal of Accounting and Public Policy, 16, pp.1-34.

Guy S. (1986), « Internal funds and the investment function: exploring the theoretical justification of some empirical results » Special Studies Paper n°199, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Hall R. E. et Jorgenson D. W., (1967), «Tax policy and investment behavior», American Economic Review, 57, pp.391-414.

Halperin R. et Sansing R. C., (2005), «Is the effective tax rate an effective performance measure?», SSRN Working Paper, July 2005

Hamada R. S. et Scholes M.S., (1985), «Taxes and corporate financial management», in Recent Advances in Corporate Finance, edited by Altman, E.I. and Subrahmanyam, M.G. (IL: R.D. Irwin, pp.189-226.

Hamada R., (1969), «Portfolio analysis, market equilibrium and corporation finance», The Journal of Finance, March, pp.13-31.

Hanlon M., Myers J. N. et Shevlin T., (2003), «Dividend taxes and firm valuation: a re-examination», Journal of Accountig and Economics, 35, pp.119-153.

Harris M. et Raviv A., (1991), «The theory of capital structure», Journal of Finance, vol 46, n°1, pp.297-355.

Harris T. S. et Kemsley D., (1999), «Dividend taxation in firm valuation: new evidence», Journal of Accounting Research, vol 37, n°2, pp.275-291.

Harris T. S., Hubbard G. et Kemsley D., (1999), «The share price effects of dividend taxes and tax imputation credits», NBER Working Paper, n°7445.

Harwood E. et Manzon G. B., Jr., (2000), «Tax clienteles and debt maturity», The Journal of American Taxation Association, vol 22, n°2, pp.22-39.

Hassett K.A. et Hubbard R.G., (1998), «Tax policy and investment», NBER Working Paper, n°5683.

Haugen, R. A. et Senbet L. W., (1986), «Corporate finance and taxes: A review», Financial Management, 15, pp.5-21.

Hayashi F., (1982), «Tobin's marginal q and average q: a neoclassical interpretation», Econometrica, 50, pp.213-224.

Hayashi, F. et Inoue T., (1991), «The relation between firm growth and q with multiple capital goods: theory and evidence from panel data on Japanese firms», Econometrica, 59, pp.731-753.

Hayashi. F., (1985), «Corporate finance side of the q theory of investment», Journal of Public Economics, 27, pp.261-280.

Heckly C., (2001), «Réformes : ce qu'ont fait les autres», Sociétal, n°33, 3ème trimestre, pp.1-5.

Heinkel R. et Zechner J., (1990), «The role of debt and preferred stock as a solution to adverse investment incentives», Journal of Financial and Quantitative Analysis, 25, pp.1-24.

Heinkel R., (1982), «A theory of capital structure relevance under imperfect information», The Journal of Finance, 37, pp.1141-1150.

Herbet J. B., (2001), «Peut-on expliquer l'investissement à partir de ses déterminants traditionnels au cours de la décennie 90?», Economie et Statistique, n°341-342, pp.85-106.

Hite G. L., (1977), «Leverage, output Effects and the M-M theorems», Journal of Financial Economics, March, pp.177-202.

Hoshi T., Kasyap A. K. et Scharfstein D., (1991), «Corporate structure, liquidity, and investment: evidence from Japanese panel data», Quarterly Journal of Economics, 106, pp.33-60.

Hovakimian A., Hovakimian G. et Tehranian H., (2004), «Determinants of target capital structure: The case of dual debt and equity issues», Journal of Financial Economics, 71, pp.517-540

Hovakimian A., Opler T. et Titman S., (2001), «The debt-equity choice», Journal of Financial and Quantitative analysis, vol 36, n°1, pp. 1-24.

Hubbard R. G. et Kashyap A. K., (1992), «Internal net worth and the investment process: an application of U.S. Agriculture», Journal of Political Economics, vol 100, n°3, pp.506-534.

Hubbard R. G., (1998), «Capital market imperfections and investment», Journal of Economic Literature, 36, pp.193-225.

Hubbard R.G., Kashyap A. K. et Whited. T. M., (1995), «Internal finance and firm investment», Journal of Money, Credit, and Banking, vol 27, n°3, pp.683-701.

Hugounenq R., (2003), «L'imposition des revenus du capital et des enterprises en Europe, les logiques à l'œuvre», Revue de l'OFCE, n°86, pp.43-81.

Imprimerie Officielle Tunisienne, (1997), «Le système comptable tunisien des entreprises».

Jensen M. et Meckling W., (1976), «Theory of firm: managerial behavior, agency costs, and ownership structure», Journal of Financial Economics, 3, pp.305-360.

Jensen M. et Meckling W., (1976), «Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure», Journal of Financial Economics, 1, pp.305-360.

Jensen M., (1986), «Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers», American Economics Review, 76, pp.323-339.

Jobard J. P., Navette P. et Rainbourg P., (1994), «Finance, finance d'entreprise, finance de marché, diagnostic financier», Edition Dalloz.

Jorgenson D.W., (1963), «Capital theory and investment behavior», American Economic Review, vol 53, n°2, pp.247-259.

Jorgenson D.W., (1971), «Econometric studies of investment behavior: a survey», Journal of Economic Literature, 9, pp.1111-1147.

Jorgenson, D.W., Hunter J. et Nadiri. M.I. (1970), «A comparison of alternative theories of corporate investment behavior», Econometrica, 58, pp.681-712 .

Jorgenson, D.W., Hunter J. et Nadiri. M.I., (1970), «The predictive performance of econometric models of quarterly investment behavior», Econometrica, 38, pp.187-212.

Joumady. O, (2000), «Réglementation du marché des capitaux et efficience de l'intermédiation bancaire au maroc : une analyse éconémétrique», Thèse de doctorat Sciences économiques, Université de Lyon 2.

Jung, K., Kim, Y. C. et Stulz R., (1996), «Timing, investment opportunities, managerial discretion, and the security issue decision», Journal of Financial Economics, 42, pp.157-185.

Kadapakkam P-R., Kumar P.C. et Riddick L. A. (1998), «The impact of cash flows and firm size on investment: the international evidence», Journal of Banking & Finance, vol 22, n°3, pp. 293-320.

Kaplan S. N. et Zingales L., (1997), «Do investment cash flow sensitivies provide useful measures of financing constraints?», Quarterly Journal of Economics, 112, pp.169-215.

Keating S. et Zimmerman. J., (1999), «Depreciation policy changes: tax, earnings management, and investment opportunity incentives», Journal of Accounting and Economics, 28, pp.359-389.

Keen M. J. et Schiantarelli F., (1991), «Corporation tax asymmetries and optimal financial policy», Oxford Economic Papers, 43, pp.280-291.

Kemsley D. et Nissim D., (2002), «Valuation of the debt tax shield», Journal of Finance, vol 57, n°5, pp.2045-2073.

Kholdy S. et Sohrabian A., (2001), «Internal finance and corporate investment», The Financial Review, vol 37, pp.97-114.

Kim E., (1982), «Miller's equilibrium, shareholder leverage, clienteles and optimal capital structure», The Journal of Finance, 37, pp.301-319.

Kim W. S et Sorensen E.H., (1986), «Evidence of the impact of the agency costs of debt on corporate debt policy», Journal of Financial and Quantitative Analysis, vol 21, n° 2, pp.131-144.

King M. A., (1977), «Public policy and corporation», London Chapman and Hall

King, M. A., (1974), »Taxation and the cost of capital», Review of Economic Studies 41, pp.21-35.

Klassen K., Lang M. et Wolfson M., (1993), «Geographic income shifting by multinational corporations in response to tax rate changes», Journal of Accounting Research 311 (suppl.), pp.141-173.

Klein L. S., O'Brien J. et Peters S. R., (2002), «Debt vs. equity and asymmetric information: a review», The financial Review, 37, pp.317-350.

Kopczuk W., (2005), «Tax bases, tax rates and the elasticity of reported income», Journal of Public Economics, 89, pp.2093-2119.

Korajczyk R., Lucas D. et McDonald R., (1991), «The effects of information releases on the pricing and timing of equity issues», Review of Financial Studies 4, pp.685-708.

Krasker W., (1986), «Stock price movements in response to stock issues under asymmetric information», The Journal of Finance, 41, pp.93-105.

Kraus A. et Litzenberger R. H., (1973), «A state-preference model of optimal financial leverage», The Journal of Finance, 28, pp.911-922.

Kremp E. et Stöss E., (2001), «L'endettement des entreprises industrielles françaises et allemandes: des évolutions distinctes malgré des déterminants proches», Economie et Statistique, n° 341-342, pp.153-171.

Krishnan V. S. et Moyer R. C., (1994), «Bankruptcy costs and the Financial leasing decision», Financial Management, 23, pp.31-42.

Kuh E., (1963), «Capital stock growth: A micro-econometric approach», Amsterdam: North-Holland.

La porta R., Lopez-de-Silanes F., Shleifer A. et Vishny R., (2000), «Agency problems and dividend policies around the world», The Journal of Finance, 55, pp.1-33.

La Porta, R., Lopez-de-Salines F., Shleifer A. et Vishny R., (1998), «Law and finance», Journal of Political Economy, 106, pp.113-1155.

Lamont O., (1997), «Cash flow and investment: evidence from internal capital markets», The Journal of Finance, 52, pp.83-109.

Lang L. H. P., Stulz R. M. et Walking R. A., (1991), «A test of a free cash flow hypothesis: the case of bidder returns», Journal of Financial Economics, 29, pp.315-335.

Lang, L., Ofek E. et Stulz. R. M., (1996), «Leverage, investment and firm growth», Journal of Financial Economics, 40, pp.3-29.

Langot J., (2002), «Comptabilité anglo-saxonne, normes, mécanismes et documents financiers», 4ème édition, Economica.

Lasfer M. A., (1995), «Agency costs, taxes and debt: the UK evidence», European Financial Management, vol 1, n°3, pp.265-285.

Lefvbre F., (1996), «Financement des entreprises», Edition Francis Lefvbre.

Lefvbre F., (1998a), «Dossiers internationaux, juridique, fiscal, social et comptable: le Royaume Uni», 2ème édition.

Lefvbre F., (1998b), «Dossiers internationaux juridique, fiscal, social et comptable: les Etats-Unis», 6ème édition.

Lefvbre F., (2000a), «Dossiers internationaux, juridique, fiscal, social et comptable: l'Allemagne», 6ème édition.

Lefvbre F., (2000b), «Gestion fiscale de l'entreprise, guide pratique de gestion et d'optimisation fiscale», Edition Francis Lefvbre.

Lefvbre F., (2000c), «Momento pratique fiscal», Edition Francis Lefvbre.

Leland H. E. et Pyle D. H., (1977), «Informational asymmetries, financial structure and financial intermediation», The Journal of Finance, 32, pp.371-387.

Lev B. et Nissim D., (2004), «Taxable income, future earnings, and equity values», The Accounting Review, vol 79, n°4, pp.1039-1074.

Levasseur M. et Olivaux J., (1983), «Endettement, politique de dividende et impôt: le cas européen et le cas américain», Cahier de recherche du CEREG, n° 8302.

Levasseur M. et Quintart A., (1998), «Finance», 3éme édition, Economica.

Lewellen S., Kenneth L., Lease R. et Schlarbaum G., (1978), «Some direct evidence on the dividend clientele phenomenon», The Journal of Finance, n°5 pp.1385-1399.

Lewellen W.G. et Badrinath S.G., (1997), «On the measurement of Tobin's q» Journal of Financial Economics, vol 44, n°1, pp. 77-122.

Lewis C. et Schallheim J., (1992), «Are debt and leases substitutes? », Journal of Financial and Quantitative Analysis, 27, pp.497-511.

Lindenbrg E. et Ross S., (1981), «Tobin's q ratio and industrial organization», Journal of Business, January, pp.1-32.

Long M et Malitz I., (1985), «The investment financing nexus-some empirical evidence», Midland Corporate Finance Journal, Fall, pp.53-59.

Louvet P., (1994), «Structure optimale du capital: l'arbitrage entre le gain fiscal et les coûts de faillite», Cahiers du CEREG, n°94-01.

Lyon A. B., (1990), «Investment incentives under the alternative minimum tax», National Tax Journal, vol XLIII, n°4, pp.451-465.

Lyon A. B., (1996), «Les répercussions internationales de la réforme de la fiscalité des entreprises aux Etats-Unis», Comité technique de la fiscalité des entreprises, Document de Travail, n°96-6.

Mackie III J. B., (2002), «Unfinished business of the 1986 tax reform act: an effective tax rate analysis of current issues in the taxation of capital income», National Tax Journal, vol 55, n°2, pp.293-337.

Mackie-Mason J. K., (1990a), «Do taxes affect corporate financing decisions?», Journal of Finance, vol 45, n°5, pp.1471-1493.

Mackie-Mason J. K., (1990b), «Some nonlinear tax effects on asset values and investment decisions under uncertainty», Journal of Public Economics, 42, pp.301-328.

Mairess J., Hall H. B. et Mulkay B., (1999), «Firm-level investment in France and the United States: an exploration of what we have learned in twenty years», NBER Working paper, n°7437.

Mairess J., Hall H. B. et Mulkay B., (2001), «Investissement des entreprises et contraintes financières en France et aux Etats-Unis», Economie et Statistique, n°341-342, pp.67-84.

Malécot J. F., (1984), «La mesure empirique des coûts de faillite : une note», Finance, vol 6, n°1, pp.209-219.

Malécot J. F., (1985), «Structure du capital et hypothèse de compensation : un point de vue critique», Finance, vol 6, n°1, pp.7-21.

Mandelker G. et Rhee S. G., (1984), «The impact of the degrees of operating and financial leverage on systematic risk of common stock», Journal of Financial and Quantitative Analysis, March, pp.45-57.

Marcel G., (2002), «Inter juridictional company taxation in Europe, the German reform and the new EU suggested direction», CESifo Working Paper Series, n°636.

Marini P., (1999), «La concurrence fiscale en Europe: une contribution au débat», Rapport d'information de la Commission de Finances.

Masulis R. W., (1980), «The effects of capital structure changes on security prices: A study of exchange offers», Journal of Financial Economics, 8, pp.139-178.

Mattoussi H., (1991), «L'endettement des entreprises : fondements théoriques et comportement empirique des entreprises tunisiennes», Thèse pour le Doctorat d'Etat.

Maydew E. L., (2001), «Empirical tax research in accounting: a discussion» Journal of Accounting Economics, 31, pp.389-403.

Mayer C. P., (1986), «Corporation tax, finance and the cost of capital», Review of Economics Studies, 53, pp.93-112.

Mayer. C., (1987), «The assessment: financial systems and corporate investment» Oxford Review of Economic Policy, vol 3, n°4, pp. 1.

Mayer. C., (1988), «New issues in corporate finance», European Economic Review, vol 32, n°5, pp.1167-1189.

McCabe G. M., (1979), «The empirical relationship between investment and financing– A new look», Journal of Financial and Quantitative Analysis, March, pp.119-135.

McConnell J. J. et Muscarella, C. J., (1985), «Corporate capital expenditure decisions and the market value of the firm», Journal of Financial Economics, 14, pp.399-422.

McDonald J.G., Jacquillat B et Nussembaum M., (1975), «Dividend investment and financing decisions: empirical evidence of french firms», Journal of Financial and Quantitative Analysis, vol 10, December, pp.741-755.

McDonald R. et Daniel R.. S., (1985), «Investment and the valuation of firms when there is an option to shut down», International Economic Review, vol 26, n°2, pp. 331-349.

Mckenzie K. J. et Thompson A. J., (1997), «Taxes, the cost of capital and investment: a comparison of Canada and the United States», Technical Committee on Business Taxation, Working paper n°97-3.

McKenzie K.J. et Thompson A. J., (1996), «Les effets économiques de l'imposition des dividendes» Document de Travail, n°96-7.

Miles J. et Ezzell R., (1980), «The weighted average cost of capital, perfect capital markets and project life: a clarification», Journal of Financial and Quantitative Analysis, 15,pp.719-730.

Miller M. H. et Rock K., (1985), «Dividend policy under information asymmetry», The Journal of Finance, 40; pp.1031-1051.

Miller M. H. et Scholes M. S., (1982), «Dividend and taxes : some empirical evidence», Journal of Political Economy, vol 90, n°6, pp.1118-1141.

Miller M. H. et Scholes M., (1978), «Dividend and Taxes», Journal of Financial Economics, 6, pp.333-364.

Miller M., (1977), «Debt and taxes», The Journal of Finance, 32, pp.261-276.

Mills L F. et Newberry K., (2001), «The influence of tax and non tax costs on book-tax reporting differences: public and private firms», The Journal of the American Taxation Association, vol 23, n°1, pp.1-19.

Mills L., Erickson M. M. et Maydew E. L., (1998), «Investments in tax planning», The Journal of American Taxation Association, vol 20, n°1, pp.1-20.

Mintz J. (1995): « The corporation tax: a survey » Fiscal Studies 16 (4), pp. 23-68.

Modigliani F. et Miller M. H., (1966), «Some estimate of the cost of capital to the electric utility industry, 1954-1957», American Economic Review, June, p.333-391.

Modigliani F. et Miller M., (1958), «The cost of capital, corporation finance and the theory of investment», American Economic Review, vol 53, pp. 261-275.

Modigliani F. et Miller M., (1963), «Corporate income taxes and the cost of capital: a correction», American Economics Review, 53, pp.433-443.

Modigliani F. et Miller M.H., (1961), «Dividend policy, Growth and the valuation of shares», Journal of Business, 34, pp.411-433.

Morck R., (2003), «Why some double taxation might make sense: the special case of inter-corporate dividends», NBER Working Paper, n°9651.

Morellec E., (2001), «Agency conflicts, investment policy and financial policies», The Bradley Policy Research Center Financial Research and Policy Working Paper, n° FR01-13.

Mourgues N., (1993), «Financement et coût du capital de l'entreprise», Edition Economica.

Myers J.R. et Majluf N.S., (1984), «Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have», Journal of Financial Economics, 13, pp.187-221.

Myers S. C., (1977), «Determinants of corporate borrowing», Journal of Financial Economics, 5, pp.147-175.

Myers S., (1974), «Interactions of corporate financing and investment decisions-implications for capital budgeting», The Journal of Finance, March, pp.1-25.

Myers S.C, Dill D. A. et Bautista A. J., (1976,) «Valuation of financial lease contracts», The Journal of Finance, 31 pp.799-819.

Nadeau S. J et Strauss R. P., (1991), «Taxation, equity, and growth : exploring the trade-off between shareholder dividend tax relief and higher corporate income taxes», National Tax Journal, vol 4, n°2, pp.161-175.

Nadeau S., (1988), «A model to measure the effects of taxes on real and financial decisions of the firm», National Tax Journal, 41, pp.467-481.

Newberry K. J. et Novack G. F., (1999), «The effect of taxes on corporate debt maturity decisions: an analysis of public and private bond offerings», The Journal of American Taxation Association, vol 21, n°2, pp.1-16.

Newberry K., (1998), «Foreign tax credit limitations and capital structure decisions», Journal of Accounting Research, 36, pp.157-66.

Nkhili M., (1997), «La discipline par les banques» dans Gérard Charreaux (1997): « Le gouvernement des entreprises: Corporate governance: théories et faits », Edition Economica.

Norbert G., (2000), «Finance d'entreprise: les règles de jeu», 2[ème] édition, Edition d'Organisation.

O'Malley M. P. (1996), «The effects of taxes on leasing decisions: Evidence from panel data», Working Paper Board of Governors of the Federal Reserve System.

OCDE , (2001), « Nouvelles publications de l'OCDE statistiques des recettes publiques : 1965-2000».

OCDE, (1992), «L'imposition des bénéfices dans une économie globale: questions nationales et internationales», Paris, OCDE.

OCDE, (1999): «Etude économique des Etats-Unis en 1999».

Oliner R. , Rudebush, G. et Sichel D. (1995), «New and old models of business investment: a comparison of forecasting performance» Journal of Money Credit and Banking, vol 27, n°3, pp. 806-826.

Oliner S. et Rudebusch G., (1992), «Sources of financing hierarchy for business investment», Review of Economics and Statistics, 74, pp.643-654.

Olivaux J. et Levasseur M. (1986): « Financement et fiscalité, Faut-il mettre en réserve ou s'endetter ? » Cahier de recherche, Centre de recherche sur la Gestion, n°8602, University Paris IX Dauphine.

Omer T. C.,. Molloy K. H et Ziebart D. A., (1990), «Measurement of effective corporate tax rates using financial statement information», The Journal of the American Taxation Association, July 1990, pp.57-72.

Omer T. et Terrando W., (1999), «The effect of risk and tax differences on corporate and limited partnership capital structure», National Tax Journal, vol 52, n ° 4, pp.699-715.

Osterberg W. P., (1989), «Tobin's q, investment, and the endogenous adjustment of financial structure», Journal of Public Economics, 40, pp.293-318.

Oudiz, G., (1978), «Investment behavior of french industrial firms: A study on longitudinal data», Annales de l'Insee, n° 30/31, pp.511-541.

Parot J-C, (1989), «Stratégie d'optimisation fiscale» in Y. Simon et P. Joffre (éd), Encyclopédie de Gestion, 1[ère] édition, Economica, article n°131, tome 3, pp. 2703-2728.

Perfect S.B. et Wiles K.W., (1994), «Alternative constructions of Tobin's q: an empirical comparison», Journal of Empirical Finance, 1, pp.313-341.

Peterson P. P. et Benesh G. A. (1983), «A re-examination of empirical relationship between investment and financing decision», Journal of Financial and Quantitative Analysis, vol 18, n°4, pp.439-453.

Pettit R., (1977), «Taxes, transaction costs and clientele effects of dividends», Journal of Financial Economics, 26, pp.419-436.

Pierre F., (2004), «Valorisation d'entreprise et théorie financière», Edition des organisations.

Plesko G. A., (1999), «An evaluation of alternative measures of corporate tax rates», SSRN Working Paper, July 1999.

Poincelot E., (2003), «L'incidence de la fiscalité sur l'évolution des structures d'endettement des entreprises françaises», Revue Sciences de Gestion, n°38, pp.51-73.

Poitevin M., (1989), «Financial signalling and the deep-pocket argument», Rand Journal Economics, 20, pp.26-40.

Porcano T. M., (1986), «Corporate tax rates: progressive, proportional, regressive», Journal of the American tax association, vol. 8, n°1, pp.17-31.

Poterba J. M. et Summers H. L., (1983), «Dividend taxes, corporate investment, and q», Journal of Public Economics, 22, pp.135-167.

Poterba J., (2004), «Taxation and corporate payout policy», NBER Working Paper n°10321.

Poterbe J. M. et Simmers L., (1985), «The economic effects of dividend taxation», in Altman E. and Subrahmanyam M. ed, Recent Advances in Corporate Finance, Richard Irwin, Homewood, III.

Pratap S. et Rendon S. (1998), «Firm investment in imperfect capital markets: a structural estimation», SSRN Working Paper, March 1998.

Prezas A. P., (1987), «Effects of debt on the degrees of operating and financial leverage», Financial Management, Summer, pp.39-44.

Rajan R. et Zingales L., (1995), «What do we know about capital structure? Some evidence from international data», Journal of Finance, vol 50, n°5, pp.1421-1460.

Rendleman R. J. et Shackelford D. A., (2003), «Diversification and the taxation of capital gains and losses», NBER Working paper, n°9674.

Ressignol J-L, (2004), «Fiscalité et finance de l'entreprise», La revue du Financier, n° 147, pp.4-7.

Ressignol J.L et Wolf De M., (2004), «Politique fiscale et politique générale de l'entreprise : complémentaires ou contradictoires ?», Revue Générale de Fiscalité, n°5, pp.3-5.

Rhoades-Catanach S. C., (2003), «Discussion of valuation of a firm with a tax loss carryover», The Journal of American Taxation Association, vol 25, Supplement, pp.83-86.

Ross S. A., (2005), «Capital structure and the cost of capital», Journal of Applied Finance, vol 15, n°1, pp.5-23.

Ross S., (1973), «The economic theory of agency: the principal problem», American Economic Review, LXII, Mai, p 134.

Ross S.A., (1977), «The determination of financial structure: the incentive signaling approach», Bell Journal of Economics, 8, pp. 23-40.

Saint Etienne C., (1990), «Financement de l'économie et politique financière».

Salinger M. et Summers L. H., (1983), «Tax reform and corporate investment: a microeconomic simulation study», In Behavioral simulation models of tax policy analysis. Ed, Martin Feldstein, Chicago: University of Chicago Press.

Sansing R. C., (1997), «Fundamental proprieties of financial accounting measures of corporate income tax liabilities», SSRN Working Paper.

Schall L. D, 1984, «Taxes, inflation and corporate financial policy», The Journal of Finance, vol 39, n°1, pp 105-126.

Schaller H., (1990), «A re-examination on the q theory of investment using US firm data», Journal of Applied Econometrics, vol 5, n°4, pp.309-325.

Schaller H., (1993), «Asymmetric information, liquidity constraints, and canadian investment», Canadian Journal of Economics, vol 26, n° 3, pp. 552-574.

Schiantarelli F. et Georgoutsos D., (1990), «Monopolistic competition and the q theory of investment», European Economic Review, 34, pp.1018-1061.

Schiantarelli F., (1996), «Financial constraints and investment: methodological issues and international evidence», Oxford Review of Economic Policy, vol 12, n°2, pp.70-89.

Scholes, M.S. et Wolfson. M.A., (1996), «Fiscalité et stratégie d'entreprise: une approche globale», Traduit de l'américain par une équipe d'étudiants du CEREG de l'Université Paris-Dauphine sous la direction de Bertrand Jacquillat, 1ère édition, Presses Universitaires de France.

Schulman C.T., D.W.Thomas, K.F. Sellers et Kennedy D.B., (1996), «Effects of tax integration and capital gains tax on corporate leverage», National Tax Journal, 49, pp.31-54.

Seethraman A., Swanson Z. L. et Srinidhi B., (2001), «Analytical and empirical evidence of the impact of tax rates on the trade-off between debt and managerial ownership», Journal of Accounting, Auditing & Finance, vol 16, n°3, pp.249-272.

Serloototen P., (2001), «Droit fiscal des affaires», 2ème édition, Dalloz.

Several J-F, (1994), «La fiscalité des Etats-Unis», Cahiers fiscaux et juridiques de l'exportation, n°3/94.

Sevestre P., (2002), «Econométrie des données de panel» Edition Dunod.

Shabou R., (1997), «Les interactions des décisions d'investissement et de financement : fondements théoriques et validations empiriques dans le contexte des entreprises tunisiennes», Thèse pour le doctorat d'Etat en Sciences de Gestion.

Shackelford D. A et Shevlin T., (2001), «Empirical tax research in accounting», Journal of Accounting and Economics, 31, pp.321-387.

Shapiro M. D., (1986), «Investment, output, and the cost of capital», Brooking Papers on Economic Activity, 1, pp.111-152.

Sharpe S. A. et Nguyen H. H., (1995), «Capital market imperfection and the incentive to lease», Journal of Financial Economics, 39, pp. 271-294.

Shevlin T., (1987), «Taxes and off-balance sheet financing: research and development limited partnerships», Accounting Review, 62, pp.480-509.

Shevlin T., (1990), «Estimating corporate marginal tax rates with asymmetric tax treatment of gains and losses», The Journal of the American Taxation Association, 12, pp.51-67.

Shevlin T., (1999), «Research in taxation», Accounting Horizons, vol 13, n°4, pp. 427-441.

Shin H. H. et Kim Y. H., (2002), «Agency costs and efficiency of business capital investment: evidence from quarterly capital expenditures», Journal of Corporate Finance, vol 8, n°2, pp.139-158.

Shyam-Sunder L. et Myers S. C., (1999), «Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure», Journal of Financial Economics, 51, pp.219-244.

Slemrod J., (1990), «Optimal taxation and optimal tax systems » Journal of Economic Perspectives, vol 4, n°1, pp. 157-178.

Slemrod J., (2001), «Are corporate tax rates, or countries, converging?», Working Paper University of Michigan, july 2001.

Smith C. W. et Warner J.B., (1979), «On financial contracting: An analysis of bond covenants», Journal of Financial Economics, 7, pp.117-161.

Smith C. W. et Watts R. L., (1992), «The investment opportunity set and corporate financing, dividend and compensation policies», Journal of Financial Economics, 32, pp.263-292.

Smith C. W., Jr., (1986), «Investment banking and the capital acquisition process», Journal of Financial Economics, 15, pp.3-29.

Smith C., et MacDonald W. L., (1985), «Determinants of corporate leasing policy», The Journal of Finance, 40, pp.895-908.

Spies R., (1974), «The dynamics of corporate capital budgeting», The Journal of Finance, vol 29, n°3, pp.829-845.

Stein J. C., (2001), «Agency, information and corporate investment», NBER Working Paper, n°8342

Stiglitz J. E., (1973), «Taxation, corporate financial policy and the cost of capital», Journal of Public Economics, 2, pp.1-34.

Stiglitz J. E., (1974), «On the irrelevance of corporate financial policy», American Economic review, 64, pp.851-866.

Stiglitz J.E. et Weiss A., (1981), «Credit rationing in markets with imperfect information», American Economic Review, 71, pp.393-410.

Stiglitz J.E., (1983), «Some aspects of the taxation of capital gains», Journal of Public Economics, 21, pp.257-294.

Stulz R., (1990), «Managerial discretion and optimal financing policies» Journal of Financial Economics, n°26, pp.3-27.

Summer M. T., (1988), «Note on improving the effectiveness of effective tax rates on business investment», Journal of Public Economics, vol 35, n° 3, pp.393-396.

Summers L. H., (1981), «Taxation and corporate investment: a q-theory approach», Brooking Papers on Economic Activity, 1, pp.67-127.

Summers L. H., (1993), «The stock market, profit and investment», The Quarterly Journal of Economics, vol 108, n°1, pp 115-136.

Sylvain A., (2001), «Rentabilité et profitabilité du capital: le cas de six pays industrialisés», Economie et Statistique, n°341-342.

Taggart R. A. Jr, (1991), «Consistent valuation and cost of capital expressions with corporate and personal taxes», Financial Management, vol 20, pp.8-20.

Taggart R. A. Jr., (1977), «A model of corporate financing decisions», The Journal of Finance, 32, pp.1467-1484.

Teurlai J.C., (2003), «Investissement corporel et coût du financement externe : identification de différents régimes et rôle du crédit bail», Economie et Prévision, n°157, pp.51-70.

Thierry B., (1996), «La modernisation des activités financières», Edition GLN Joly.

Tirard J-M, (2003), «La fiscalité des sociétés de l'union européenne», 6éme édition, Groupe Revue Fiduciaire

Titman S. et Wessels R., (1988), «The determinants of capital structure choice», The Journal of Finance, 43, pp.1-19.

Titman S., (2002), «The Modigliani and Miller theorem and integration of financial markets», Financial Management, Spring 2002.

Tobin J., (1969), «A general equilibrium approach to monetary theory», Journal of Money, Credit, and Banking, 1, pp.15-29.

Trezevant R., (1992), «Debt financing and tax status-tests of the substitution effect and the tax exhaustion hypothesis using firms' responses to the economic recovery tax act of 1981», Journal of Finance, vol 47, pp.1557-1568.

Vailhen C. A., (1981), «Evaluation de l'entreprise et coût du capital», Vuilbert Gestion, Paris.

Van Horme J. C., (1991), «Principes de gestion financière».

Van Loye G., (1998), «Finance et théorie des organisations», Economica.

Verschueren I., (2001), «Capital structure or debt tax shielding ratio? an empirical investigation for Belgian firms»,VUB Money & Finance Working Paper, n°01-03.

Villieu P., (2000), «Macroéconomie- l'investissement », Paris, La découverte, Coll. Repères, n°278.

Vogt S. C., (1994), «The cash flow investment relationship: evidence from U.S. manufacturing firms», Financial Management, vol 23, n°2, pp.3-20.

Watts R. L. et Zimmerman J. L., (1978), «Towards a positive theory of the determination of accounting standards», The accounting Review, vol.53, n°1, pp.112-134.

Whited T. M., (1992), «Debt, liquidity constraints and corporate investment: evidence from panel data», The Journal of finance, vol XLVII, n°4, pp.1425-1460.

Wiggins J., (1990), «The relation between risk and optimal debt maturity and the value of leverage», Journal of Financial and Quantitative Analysis, 25, pp.377-386.

Wildastein D. E., (1984), «The q theory of investment with many capital goods», The American Economic Review, vol 74, n° 1, pp. 203-210.

Wiliams J., (1988), «Efficient signaling with dividends, investment and stock repurchases», The Journal of Finance, 43, pp.737-747.

Yaïch A., (2004), «Théories et principes fiscaux» Les Editions Raouf Yaïch.

Yoshikawa H. (1980), «On the q theory of investment», The American Economic Review, vol 70, n°4, pp. 739-743.

Zimmerman J. L., (1983), «Taxes and firm size», Journal of Accounting and Economics, n°5, pp119-149.

Zodrow G., (1991), «On the traditional and new views of dividend taxation», National Tax Journal, 45, pp.497-510.

Zouari K., (1989), «Effet-clientèle et politique financière de l'entreprise: étude théorique et empirique», Thèse en Science de Gestion, Université de Rennes 1.

Liste des tableaux

ANNEXES

Annexe 1: Régimes comparatifs de l'imposition des bénéfices des sociétés et des revenus des particuliers
(durant la période de l'étude 1997-1999)

Tableaux

Références

Dictionnaire Permanent Fiscal, (2000), «Fiscalité des états membres de l'Union Européenne» Editions Législatives.

Eura-Audit International, (1998), «Les impôts en Europe», Delmas.

Lefvbre F., (1996), «Financement des entreprises», Edition Francis Lefvbre.

Lefvbre F., (1998a), «Dossiers internationaux, juridique, fiscal, social et comptable: le Royaume Uni», 2ème édition.

Lefvbre F., (1998b), «Dossiers internationaux juridique, fiscal, social et comptable: les Etats-Unis», 6ème édition.

Lefvbre F., (2000a), «Dossiers internationaux, juridique, fiscal, social et comptable: l'Allemagne», 6ème édition.

Lefvbre F., (2000b), «Gestion fiscale de l'entreprise, guide pratique de gestion et d'optimisation fiscale», Edition Francis Lefvbre.

Lefvbre F., (2000c), «Momento pratique fiscal», Edition Francis Lefvbre.

1.1 Taux d'impôt sur les bénéfices des sociétés

<table>
<tr><th>France</th><th>Allemagne</th><th>Royaume-Uni</th><th>Tunisie</th><th>Etats-Unis</th></tr>
<tr><th>Impôts sur les sociétés</th><th>Kôrperschafsteur</th><th>Corporation Tax</th><th>Impôts sur les sociétés</th><th>Federal Tax (3)</th></tr>
<tr>
<td>- Bénéfices distribués et bénéfices non distribués: Taux: 33,33 % + des contributions additionnelles (1) + cotisations sociales sur les bénéfices égale à 3,3% de l'IS (si > 5 MF) au taux de 33,33% soit 1,1% + l'IFA (2).
- PME (Taux: 19% + majoration de 10% soit 20,9% sur 200000F de bénéfices réinvestis et 33,33% + majoration de 10% soit un taux effectif de 36,66% + l'IFA (2).</td>
<td>Exercices clos avant le 31-12-1998 :
- 30% pour les bénéfices distribués + une majoration au titre de la taxe de solidarité.
- 45% pour les bénéfices réinvestis + une majoration au titre de la taxe de solidarité.
Exercices clos à partir du 01-01-1999 :
- 30% pour les bénéfices distribués + une majoration au titre de la taxe de solidarité.
- 40% pour les bénéfices réinvestis + une majoration au titre de la taxe de solidarité.
Le taux de la taxe de slidarité (4) est de:
- 5% avant le 31-12-1997,
- 5,5% à partir du 01-01-1998.
La combinaison de ces taux entraîne l'imposition aux taux suivants:
<table>
<tr><th>Année</th><th>1997</th><th>1998</th><th>1999</th></tr>
<tr><td>Bénéfices distribués</td><td>32,25%</td><td>31,65%</td><td>31,65%</td></tr>
<tr><td>Bénéfices non distribués</td><td>48,37%</td><td>47,47%</td><td>42,2%</td></tr>
</table>
</td>
<td>Bénéfices distribués ou non distribués, application du barème progressif suivant:
*du 01-04-1997 jusqu'au 31-03-1999:
- 10% si le bénéfice est ≤ 10 000£;
- taux progressifs de 10% à 20% si le bénéfice est > 10 000£ et ≤ 50 000£;
- 21% si le bénéfice est > 50 000£ et ≤ 300 000£;
- 31% si le bénéfice est > 1500 000£.
- Un taux marginal de 33,5% est appliqué si le bénéfice est > 300000£ et ≤ 1500000£, par un mécanisme complexe, l'impôt est dû au taux de 31% moins 1/40 de la différence entre le bénéfice réalisé par la société et le seuil plafond de 1,5M£.
*du 01-04-1999 jusqu'au 31-03-2000:
- 20% si le bénéfice est > 50 000£ et ≤ 300 000£;
- 30% si le bénéfice est > 1500 000£.
- Un taux marginal de 32,5% est appliqué si le bénéfice est > 300 000£ et ≤ 1500 000£.</td>
<td>Bénéfices distribués ou non, le taux appliqué est de :
-10% du bénéfice imposable des sociétés artisanales ou agricoles et de pêche avec un minimum de 0,5% du chiffre d'affaires toutes taxes comprises avec un plafond de 1000D.
-35% du bénéfice imposable, pour les sociétés de capitaux, avec un minimum de 0,5% du chiffre d'affaires toutes taxes comprises avec un plafond de 2000D.</td>
<td>Bénéfices distribués ou non distribués, application du barème progressif suivant :
- Si le bénéfice imposable est < à 50 000 dollars, le taux est de 15% ;
- Si le bénéfice imposable varie entre 50 000 et 75 000 dollars, le taux est de 25% ;
- Si le bénéfice imposable varie entre 75 000 dollars et 10 millions de dollars, le taux est de 34% ;
- Si le bénéfice imposable est > à 10 millions de dollars, le taux est de 35%.
Une taxe additionnelle s'applique à la fraction du bénéfice supérieure à 100 000 dollars, son montant s'élève à la plus petite des deux sommes suivantes : 5% de la fraction du bénéfice supérieure à 100 000 dollars ou 11750 dollars.
Une deuxième surtaxe s'applique pour la fraction des bénéfices supérieurs à 15 millions de dollars dont le montant s'élève au plus petit des montants suivants : 3% de cette fraction de bénéfice ou 100 000 dollars (5).</td>
</tr>
</table>

(1) Une contribution exceptionnelle de 10% est calculée sur le montant brut de l'IS (33,33% ou 19%) avant toute imputation des éléments suivants :
- Avoirs fiscaux et crédits d'impôt de toute nature ;
- Imposition forfaitaire annuelle ;
- Créance de report en arrière des déficits.

En plus de cette contribution exceptionnelle, une contribution temporaire de 15% s'applique aux exercices clos entre le 1er janvier 1997 et le 31 décembre 1999 (le taux est de 10% pour les exercices clos en 1999).
Les contributions additionnelles de 10% et de 15% sont dues par toutes les personnes morales assujetties de plein droit ou sur option à l'IS et qui réalisent des résultats imposables au taux normal de l'IS ou au taux réduit applicable aux plus-values à long terme et aux bénéfices capitalisés de PME.

(2) Les sociétés, même si leurs résultats sont déficitaires ou nuls, doivent acquitter une imposition forfaitaire annuelle (IFA).

(3) Quarante six Etats et le District of Colombia prélèvent des impôts basés sur le revenu des sociétés. Seul le Nevada, le South Dakota, le Texas et l'Etat de Wachington n'ont pas d'impôt sur le revenu des sociétés. Le nom de ces impôts varie et aussi les taux varient beaucoup: le taux est de 9,8 % dans le Minnsota, 11,5 % dans le Connecticut, 10 % dans le district of Colombia (plus une surtaxe de 2,5 %), 9 % à New York et 9,3 % en Californie (plus une surtaxe de 15 %). Comme pour les impôts sur le revenu, les comités et les municipalités ont le pouvoir d'imposer des sociétés qui sont résidentes ou qui exercent une activité sur leur territoire. L'impôt sur le revenu des sociétés de la ville de New York est particulièrement élevé (en 1996 son taux était de 8,85 % du revenu net). Ces impôts sont déductibles pour le calcul de l'impôt fédéral sur les sociétés.
La plupart des Etats utilisent, comme point de départ pour le calcul de l'assiette de leurs impôts, l'assiette de l'impôt fédéral sur les sociétés. Quel que soit le point de départ (revenu brut, revenu brut ajusté, ou revenu imposable), des modifications sont effectuées au titre de la loi locale.
La plupart des sociétés américaines exercent des activités en dehors du cadre d'un seul Etat, ce qui fait que les Etats ont des problèmes d'affectation entre eux des revenus réalisés à l'occasion de ces activités. L'utilisation des normes internationales (Arm's Length Principle) ne s'est pas avérée pratique pour l'affectation de revenu entre les 51 administrations fiscales. La solution la plus fréquemment adoptée est l'affectation à

100 % à un Etat déterminé de certaines catégories de revenus (tels que les loyers des immeubles) qui permettent ce genre d'affectation. Le reste des revenus de la société est réparti entre les Etats par application d'une formule comprenant trois facteurs. Cette méthode d'affectation utilise le montant proportionnel des salaires, de l'actif, et le chiffre d'affaire affecté à une activité pour répartir le revenu de cette activité.
(4) La surtaxe de solidarité se calcule sur l'impôt sur les sociétés effectivement dû après prise en compte de l'avoir fiscal et elle constitue une charge non déductible.
(5) L'impôt minimum s'applique à une société si le recours aux différents avantages fiscaux prévus par le code réduit le montant de l'impôt à sa charge en deçà d'une certaine limite. L'AMT est appliqué si les bénéfices imposables d'une société avant imputation des pertes reportables et les ajustements pour reprise des avantages fiscaux est au moins égal à l'un des deux montants suivants :
- 40 000 dollars ;
- celui de l'exonération à laquelle elle peut prétendre après calcul de sa base imposable au titre de l'impôt minimum (alternative minimum taxable income, AMTI).
Une fois l'AMTI calculé, on le compare avec les deux montants ci-dessus : celui de l'exonération à laquelle une société peut prétendre est de 40 000 dollars moins 25% du montant de l'AMTI qui dépasse 150 000 dollars. Si l'AMTI d'une société excède 310 000 dollars, elle n'a droit à aucune exonération.. Le taux de l'AMT est de 20%.

1.2. Régimes des amortissements

Nature ou affectation du bien	France	Allemagne (8)	Royaume-Uni	Etats-Unis	Tunisie
Immeubles bâtis Immeubles commerciaux	Amortissement linéaire dont les taux varient entre 2 et 5%.	Amortissement linéaire obligatoire à partir du 01-01-1994 dont les taux varient entre 2% et 4%.	Amortissement linéaire au taux de 4% (1). Pas d'option pour le régime dégressif (2).	Amortissement linéaire au taux de 3%.	Amortissement linéaire dont les taux varient entre 2 et 5%.
Immeubles industriels	Amortissement linéaire au taux de 5%. Pour les immeubles industriels à construction légère, il y a possibilité de l'amortissement dégressif (3).	Même régime que pour les immeubles commerciaux.	Amortissement linéaire au taux de 4% (1). Pas d'option pour le régime dégressif.	Amortissement linéaire au taux de 3%.	Amortissement linéaire au taux de 5%.
Immeubles à usage de bureaux	Amortissement linéaire au taux de 4%.	Même régime que pour les immeubles commerciaux.	Non amortissables (sauf ceux situés dans une zone d'entreprise)	Amortissement linéaire au taux de 3%.	Amortissement linéaire dont les taux varient entre 2 et 5%.
Immeubles d'habitation	Amortissement linéaire dont les taux varient entre 1 et 2%. Immeubles destinés pour l'habitation des ouvriers: Amortissement linéaire dont les taux varient entre 3 et 4%.	Même régime que pour les immeubles commerciaux.	Amortissement linéaire au taux de 4% (1). Pas d'option pour le régime dégressif (2).	Amortissement linéaire au taux de 3,5%.	- Immeubles d'habitation ordinaire : Amortissement linéaire dont les taux varient entre 1 à 2%. - Immeubles d'habitation destinés au logement du personnel, à titre gratuit: amortissement exceptionnel égal à 50% du prix de revient de ces immeubles, la valeur résiduelle est amortissable au taux linéaire de 10% .
Terrains	Non amortissables	Non amortissables	Non amortissables	-	Non amortissables

Actifs mobiliers Matériel	Amortissement linéaire dont les taux varient entre 10 et 15%, avec possibilité d'option pour l'amortissement dégressif.	Amortissement linéaire au taux de 10%; avec possibilité d'option pour l'amortissement dégressif. Le taux dégressif est égal au maximum à 3 fois le taux linéaire limité à 30% de la valeur amortissable.	Amortissement dégressif au taux de 25% (4). Régime du « pool » (5)-(6).	Régime du MACRS (7)	Amortissement linéaire au taux de 10% avec possibilité d'appliquer l'amortissement accéléré: multiplication du taux normal avec un coefficient de 1,5 si l'entreprise travaille à deux équipes et par un coefficient de 2 si l'entreprise travaille à trois équipes. De même, possibilité d'appliquer l'amortissement dégressif pour le matériel de production dont la durée de vie est de 5 ans au moins, acquis neufs ou fabriqués par l'entreprise à compter du premier janvier 1999 ou acquis à partir du premier janvier 1994 par les entreprises qui entrent dans le champ d'application du code d'incitation aux investissements et dont la durée d'utilisation dépasse 7 ans.
Mobilier et Matériel de bureau	Amortissement linéaire dont les taux varient entre 10 et 20%.	Amortissement linéaire au taux de 20%; avec possibilité d'option pour l'amortissement dégressif. Le taux dégressif est égal au maximum à 3 fois le taux linéaire limité à 30% de la valeur amortissable.		Régime du MACRS (7)	Amortissement linéaire au taux de 10%.
Ordinateur		Taux linéaire de 25%; avec possibilité d'option pour l'amortissement dégressif. Le taux dégressif est égal au maximum à 3 fois le taux linéaire limité à 30% de la valeur amortissable.	Amortissement dégressif au taux de 25% . Le taux est de 6% pour les entreprises dont les acquisitions dépassent 100 000£ par an.	Régime du MACRS (7)	Amortissement linéaire au taux de 15% avec possibilité d'appliquer l'amortissement dégressif.
Matériel de transport	Amortissement linéaire dont les taux varient entre 20 et 25%. Les voitures de tourismes et les camionnettes de moins de 2 tonnes sont exclues du régime dégressif.	Amortissement linéaire au taux de 20%; avec possibilité d'option pour l'amortissement dégressif. Le taux dégressif est égal au maximum à 3 fois le taux linéaire limité à 30% de la valeur amortissable.	Taux dégressif de 25%. S'il s'agit d'un véhicule de tourisme à usage professionnel ou privé, l'amortissement est effectué dans la limite d'un prix d'acquisition de 12000£ (128 000F), soit une annuité maximum de 3000£ (32 000F).	Régime du MACRS (7)	Amortissement linéaire au taux de 20% .

(1) Le taux linéaire de 4% s'applique après un amortissement initial de 20% (première annuité) si les bâtiments ont été acquis à l'état neuf entre le 01-11-1992 et le 31-10-1993 et mis en service au plus tard le 31-12-1994 (en dehors des régimes spéciaux «activités minières», «recherche scientifique» et «zones d'entreprises»).
(2) Les immeubles à usage industriel, commercial situés en zones d'entreprise: amortissement initial de 100% ou, au choix de l'entreprise, amortissement libre au titre du premier exercice, le solde étant amortissable au taux linéaire de 25% .

(3) Le taux d'amortissement dégressif s'obtient en multipliant le taux linéaire par un coefficient qui varie selon la durée normale d'utilisation. Durée d'utilisation de trois et quatre ans : coefficient de 1,5; entre cinq et six ans : coefficient de 2; entre 6 et vingt ans : coefficient de 2,5. Ces coefficients sont majorés d'un point à l'égard des biens acquis ou fabriqués entre le 1er février 1996 et le 31 janvier 1997, d'où les coefficients suivants

2,5 si la durée d'utilisation est de 3 ou 4 années, 3 si la durée d'utilisation est de 5 ou 6 années et 3,5 si la durée d'utilisation est supérieure à 6 années.
(4) Depuis le 26-11-1996, les nouveaux équipements et installations à caractère industriel d'une durée d'utilisation prévisible d'au moins 25 ans sont amortissables au taux dégressif de 6% (au lieu de 25%) à condition que l'entreprise investisse annuellement plus de 100 000£ (1 066 000F) dans de tels actifs (les moyens de transport ne sont pas admis). Par ailleurs, le taux de la première annuité relative aux acquisitions de matériel, équipement et installations, effectuées entre le 02-07-1997 et le 01-07-1999 est relevé de 25 à 50% jusqu'au 01-07-1998, puis 40% jusqu'au 01-07-1999 lorsqu'elles sont réalisées par des PME satisfaisant à deux au moins des trois critères suivants : chiffre d'affaires ≤11,2 millions de £ (120MF), actifs ≤5,6 millions de £ (60MF) et effectif ≤250 salariés. Le taux de 50% s'applique aussi pour la période antérieure à 1997. Sont exclus, les véhicules de tourisme, les biens donnés en crédit-bail et actifs ayant une longue durée de vie (navires et matériels ferroviaires). Les PME répondent aux mêmes critères exerçant leurs activités en Irlande du Nord bénéficiant d'un taux d'amortissement de leur matériel et équipement porte à 100% jusqu'au 11-05-2002.
(5) Régime de pool : tous les biens sont regroupés et amortis pour leur valeur globale, augmentée de la valeur des actifs acquis au cours de l'exercice et diminuée de la valeur des actifs cédés au cours de l'exercice.
(6) Les machines équipements et installations qui font partie intégrante des bâtiments industriels et commerciaux utilisés par des entreprises implantées dans les zones d'entreprise peuvent bénéficier d'un amortissement initial de 100% ou, au choix de l'entreprise, d'un amortissement libre au titre du premier exercice, le solde étant amortissable au taux linéaire de 25%.
(7) Des règles particulières d'amortissement s'appliquent dans le système américain:
Application des règles MACRS (*Modified Acelerated Cost Recovery System*): Aux termes des règles MACRS, l'entreprise doit déterminer dans quelle catégorie d'ADR ses biens doivent être classés, puis leur appliquer la période sur laquelle ils peuvent être amortis sur la base de leur durée de vie médiane, telle qu'elle ressort de l'application des tables ADR à la catégorie de biens en cause.
Pour encourager les investissements productifs, les entreprises peuvent déduire le coût d'acquisition des immobilisations dans la limite d'un plafond annuel de 17 500 dollars (à la condition que cette faculté ne génère pas une perte. Le *Small Business Protection Act* de 1996 a augmenté le plafond annuel des déductions pour l'acquisition d'immobilisations selon le calendrier suivant: 1997, 18 000 dollars; 1998, 18 500 dollars et 1999, 19 000 dollars.
Les différentes classes d'amortissement des biens mobiliers telles qu'elles résultent des règles MACRS, par application des tables ADR sont:
- Amortissement sur trois ans; cette classe est utilisable pour les biens dont la durée de vie moyenne est de quatre ans ou moins, à l'exception des automobiles et des fourgonnettes ainsi que des autres biens utilisés à des fins de recherche et d'essais qui sont exclus de cette classe d'amortissement.
- Amortissement sur cinq ans : Cette classe comprend les biens dont la durée de vie moyenne est supérieure à quatre ans mais inférieure à dix ans ainsi que les automobiles, fourgonnette, équipements technologiques agréés, centraux téléphoniques informatisés, biens utilisés à des fins de recherche et développement et biens générateurs d'énergie géothermique, solaire ou éolienne.
- Amortissement sur sept ans. Cette classe s'applique aux biens dont la durée de vie moyenne est d'au moins dix ans mais inférieure à seize ans ainsi que les structures spécifiquement utilisées dans les secteurs agricole et horticole.
- Amortissement sur dix ans. Sont concernés par cette classe les biens dont la durée de vie moyenne et d'au moins seize ans mais inférieure à vingt ans.
- Amortissement sur quinze ans. Cette classe comprend les biens dont la durée de vie moyenne est supérieure à vingt ans mais inférieure à 25 ans ainsi que les unités municipales de traitement des eaux usées, les centraux téléphoniques et les équipements comparables.
- Amortissement sur vingt ans. Cette classe concerne les biens dont la durée de vie moyenne est supérieure à 25 ans, y compris les collecteurs d'égouts municipaux.

Méthode d'amortissement alternative (*Alternative depreciation system*, ADS) : Les entreprises doivent avoir recours à la méthode d'amortissement alternative (*Alternative depreciation system, ADS*) pour certains types de biens :
-Tout bien mobilier corporel utilisé principalement en dehors des Etas-Unis;
-Tout bien utilisé par des entités exonérées d'impôt;
-Tout bien dont l'acquisition a été financée par des obligations exonérées;
-Tout bien importé utilisé principalement sur une exploitation agricole.

Conformément au régime ADS, la déduction pour amortissement est étalée sur la durée de vie moyenne du bien telle qu'elle résulte des tables ADR. Le coût des actifs en cause est amorti sur une durée beaucoup plus longue que si l'on appliquait le système MACRS. Dans le système ADS, la seule méthode admise est la méthode linéaire.
ADR (Asset Depreciation Range) : Ce sont des tables d'amortissements qui ont été mises au point par le département du Trésor qui fixaient une fourchette de durée de vie pour tous les biens utilisés dans les différents secteurs d'activité. Les entreprises pouvaient choisir une durée de vie utile dans la fourchette proposée par l'ADR pour leurs différentes immobilisations.
(8) Les régimes, cités précédemment, s'appliquent également dans les cinq lânder orientaux (ex-RDA). Les entreprises situées dans ces cinq lânder bénéficient en outre d'un amortissement exceptionnel des biens immobiliers et mobiliers (matériels et équipements) achetés ou achevés entre le 01-01-1991 et le 31-12-1996 inclus, au taux maximum de 50% (pour les actifs acquis ou achevés entre le 01-01-1997 et le 31-12-1998, le taux de l'amortissement accéléré est ramené à 40%, régime non reconduit à compter du 01-01-1999) soit sur le premier exercice, soit sur les quatre exercices suivants. Régime cumulable avec le régime linéaire de droit commun (taux de 4%). Les actifs immobiliers doivent être maintenus pendant au moins 3 ans dans l'entreprise et affectés à 90% au moins à un usage professionnel. Les actifs immobiliers acquis depuis le 01-01-1994 doivent être affectés à un usage exclusivement professionnel pendant cinq ans au moins.
Les PME dont l'actif net, à partir du 01-01-1997, n'excède pas 400 000 deutsche mark, peuvent pratiquer un amortissement complémentaire des biens d'équipement acquis à l'état neuf au taux de 20% sur l'un des cinq premiers exercices suivant la date d'achat et peuvent affecter en franchise d'impôt, à une réserve d'investissement une somme de 50%¨du prix d'acquisition ou du prix de revient, limitée à 300 000 DM, des nouveaux actifs amortissables, au cours des deux exercices précédant l'achat ou la réalisation du bien. Reprise de la réserve dans l'année de l'achat ou de la réalisation du bien (2 ans maximum après la constitution de la réserve). Les entreprises ou sociétés nouvellement crées (ou rachetées) peuvent instituer une provision non imposable égale au maximum à 50% du coût d'acquisition des actifs mobiliers financés ainsi, dans les cinq ans de la création (ou du rachat) le montant maximum de la réserve s'élève à 600 000 deutsche mark.

1.3. Régimes des provisions

Provisions	France	Allemagne	Royaume-Uni (1)	Etats-Unis	Tunisie
Provisions pour créances douteuses	Oui (individualisées en général)	Oui (individualisées uniquement). Suppression du forfait de 1% à 3% du compte client selon le secteur à compter du 01-01-1999.	Oui (individualisées)	Non (3)	Oui dans la limite de 30% du bénéfice imposable (2).
Provisions pour risques et litiges	Oui	Oui (individualisées uniquement). Suppression du forfait de 1% à 3% du compte client selon le secteur à compter du 01-01-1999.	Oui	Non	Non
Provisions **Provisions pour dépréciation de stocks**	Oui	Oui	Oui	Non	Oui, pour les stocks destinés à la vente dans la limite de 50% du prix de revient et de 30% du bénéfice imposable (2).
Provisions pour dépréciation de titres	Titre: oui (Mais régime des moins-values à long terme pour les titres de participation).	Titre: oui Plus de rigueur dans l'évaluation.	Oui	Non	Oui, pour les titres côtés, dans la limite de 30% du bénéfice imposable (2).
Provisions pour congés payés	Oui	Oui	Non	Oui (4)	Non
Provisions pour retraites	Non	Oui Méthode de calcul spécial. Suite à la longévité des personnes, évaluation en hausse. Ajustement réparti sur les années 1999 à 2001.	Non	Non	Non
Provisions pour fluctuation des cours	Provision supprimée à compter du 1-1-1998. (5)	Non	Non	Non	Non
Provisions pour hausse des prix	Oui	Non	Non	Non	Non
Provisions pour travaux d'entretien ou de grosses réparations	Oui	Non (en général) Oui (6) (PME).	Non	Non	Non

(1) Il existe également des provisions pour gains et pertes de change. Toutefois, la déductibilité est limitée à certaines pertes de change spécifiques. Depuis le 06-04-1996, les provisions pour intérêts à recevoir ou intérêts à payer relatives à des emprunts ou prêts de la société, sont taxables ou déductibles.
(2) La limite de 30% constitue une limite commune pour la déduction des provisions pour créances douteuses, des stocks et des stocks destinés à la vente et des titres cotés.
(3) Une entreprise ne peut procéder à la déduction d'une créance que dans la mesure où elle est effectivement devenue irrévocable en tout ou partie pendant l'année fiscale, et ce créance par créance.
(4) Les provisions pour congés payés ou pour maladie ne sont admises que si le droit au paiement est acquis à la fin de l'année fiscale et qu'il est effectué au plus tard dans les deux mois et demi qui suivent la clôture de l'exercice.
(5) Les provisions figurant au bilan d'ouverture du premier exercice clos à compter du 31/12/1997 peuvent être portés à un compte de réserve spéciale dans la limite de 60 millions de franc.
(6) Oui : seulement si les travaux sont terminés au 31 mars de l'année suivante.

1.4. Evaluation des stocks

Caractéristiques	France	Allemagne	Royaume-Uni	Etats-Unis	Tunisie
Base d'évaluation	Coût de revient ou cours du jours s'il est inférieur.	Coût de revient ou prix du marché.	Coût d'acquisition ou de fabrication ou cours du jour de l'inventaire s'il est inférieur.	Le prix de revient avec incorporation des coûts indirects. Pour les marchandises, la valeur la plus faible entre les coûts d'achat et le prix du marché	Le prix de revient qui correspond au coût d'acquisition ou de fabrication.
Méthode d'évaluation	FIFO	La méthode FIFO n'est pas autorisée à moins de prouver qu'elle correspond à la réalité économique. La méthode LIFO est acceptée par l'administration fiscale.	FIFO	Coût moyen, LIFO ou FIFO	Coût moyen pondéré ou FIFO.

1.5. Régimes des intérêts des emprunts

France	Allemagne	Royaume-Uni	Etats-Unis	Tunisie
Déductibles fiscalement.	Déductibles fiscalement à moins d'être liés à des revenus exonérés.	Déductibles fiscalement.	Si une société verse des intérêts d'emprunt qui peuvent être facilement affectés à un bien d'investissement, le montant des intérêts déductibles est limité à ses revenus d'investissement. (1) La déduction des intérêts versés à une entreprise apparentée est interdite si cette dernière n'est pas imposable aux Etats-Unis à raison desdits intérêts. Cette interdiction ne s'applique que dans la mesure où le montant des intérêts versés pendant l'année dépasse 50% du revenu imposable ajusté (*l'adjusted taxable income*) de l'entreprise qui le paye (2) (la règle de l'earning stripping). Cette règle interdisant la déduction des intérêts n'est pas appliquée si la société a un rapport endettement-capital qui ne dépasse pas 1,5.	Déductibles fiscalement.

(1) Les biens d'investissement s'entendent des biens qui concourent à générer des revenus plutôt que des biens utilisés dans le cadre de l'activité de l'entreprise.
(2) L'*adjusted taxable income* correspond au bénéfice avant déduction des intérêts de toute nature, imputation des pertes reportées, déduction des amortissements et des provisions pour reconstitution de gisement.

1.6. Régimes des plus-values sur cession d'éléments d'actifs immobilisés

Caractéristiques	France	Allemagne	Royaume-Uni	Etats-Unis	Tunisie
Montant de la plus-value taxable	Plus-value comptable	Plus-value comptable	Plus-value calculée après indexation du prix d'achat en fonction de la durée de détention du bien.	Plus-value comptable	Plus-value comptable
Taux d'imposition	Plus-values sur éléments d'actif détenus depuis moins de deux ans ou depuis deux ans et plus: taxation à l'IS au taux de droit commun plus une majoration de 10% pour les exercices clos, y compris cotisation sociale sur l'IS >5 millions de franc égale à 3,30% de l'IS.	Impôt sur les bénéfices selon le droit commun plus une majoration de l'impôt de 5,5%.	Impôt sur les bénéfices selon le droit commun.	Soumises au barème de l'impôt sur les sociétés dans les conditions de droit commun, y compris pour l'application des surtaxes destinées à éliminer le bénéfice des tranches inférieures pour les sociétés dégageant des bénéfices substantiels.	Impôt sur les bénéfices selon le droit commun.
Etalement de l'imposition	Etalement possible sur dix ans des plus-values à court terme sur opération de reconversion industrielle agrées, sur indemnités d'assurance ou sur expropriation d'immeubles, sous certaines conditions.	Non	Non	Non	Non
Exonération ou report d'imposition	Non	Exonération et report: -en cas de remploi de la plus-value (sous certaines conditions). -en cas de restructuration des entreprises.	Exonération et report de l'imposition selon les cas.	Non	Non

1.7. Régimes fiscaux des plus-values de remploi

Etats	Nature de l'allègement	Actifs concernés	Conditions
Allemagne	Report d'imposition de la plus-value à 100% jusqu'à la cession du bien acquis en remploi Report d'imposition (selon le cas) à hauteur de 100% ou 50%. Ce régime s'applique jusqu'au 31-12-1998.	Immeubles bâtis ou non bâtis et certains biens agricoles. Biens d'équipement (biens meubles) dont la durée d'utilisation était supérieure à 25 ans.	Les biens cédés doivent été inscrits à l'actif de l'établissement allemand de l'entreprise pendant au moins 6 ans à la date de la cession. Les biens acquis en remplacement doivent être acquis au cours de l'exercice pendant lequel est réalisée la cession, soit au cours de l'exercice précédant, soit au cours des 4 exercices suivants. En ce qui concerne les immeubles, l'acquisition définitive peut intervenir dans les 6 ans qui suivent l'exercice de la cession si les travaux ont débuté avant l'expiration du délai général de 4 ans. L'imputation de la plus-value doit être effectuée dans le bilan commercial. Si à la fin des 4 ans aucune nouvelle immobilisation n'est venue remplacer l'ancienne, les revenus de la société sont augmentés d'un montant égal à 6% de la réserve multiplié par le nombre d'années pendant lequel elle a existé.
Royaume-Uni	- Exonération des plus-values réalisées sur la cession d'actifs professionnels si elles sont utilisées par l'entreprise pour acquérir de nouveaux actifs en remplacement des premiers. Le montant de la plue value exonérée est déduit du coût d'acquisition des nouveaux actifs. Des exonérations similaires peuvent être applicables lorsque des gains en capital sont utilisés au remplacement, ou à la restauration, de bien détruits, perdus ou expropriés. - Report d'imposition : Si les nouveaux actifs sont des biens dont la durée de vie est inférieure à 50 ans (wasting assets), la plus-value ne vient pas en déduction de leur coût d'acquisition mais l'exigibilité de la taxe est suspendue pendant 10 ans ou jusqu'à la cession de ces actifs.	Terrains et constructions ; Installations et machines fixes (sauf immeubles par destinations) ; Navires, aéronefs, engins spatiaux ; Fonds de commerce.	Les nouveaux actifs doivent être acquis en remplacement des premiers.

1.8. Régimes des plus-values sur cession des droits sociaux

France	Allemagne	Royaume-Uni	Etats-Unis	Tunisie
A compter du 1^{eer} janvier 1997, les plus–values réalisées par les entreprises, sauf exception, sont considérées comme des résultats ordinaires soumis au taux normal de l'impôt. Il n'y a plus besoin de distinguer si ces plus-values sont à long terme ou à court terme. Les exceptions sont constituées par les plus-values réalisées sur les cessions de titres de participation, sur les cessions de parts de société de capital-risque et sur les revenus de la concession de brevets.	Les plus-values tirées de la cession de parts sociales sont soumises à l'impôt sur les sociétés de droit commun. En revanche, les plus values provenant de la cession de participations $\geq$10% dans des filiales non résidentes exerçant une activité industrielle depuis au moins cinq ans sont exonérées. Suppression du régime du report d'imposition en cas de remploi d'actifs mobiliers à compter du 01/01/1999.	Les plus-values financières sont imposées à l'impôt sur les sociétés de droit commun. Les plus values financières ne bénéficient pas du régime de report d'imposition sous condition de remploi.	La plus-value est ajoutée au revenu total imposable.	La plus-value de cession des actions non cotées est incluse dans le bénéfice imposable alors que la plus value de cession des actions cotées est exonérée dans la limite de la différence entre le cours moyen boursier du dernier mois de l'exercice précédant la cession et le coût d'acquisition.

1.9. Mesures fiscales en faveur des investissements corporels

Etats	Existence d'avantages fiscaux	Principaux types d'avantages				
		Déduction pour investissement	Amortissements anticipés ou accélérés	Incitations en matière d'impôt sur les sociétés (1) :	Incitations à l'investissement dans des zones fiscales privilégiées	Autres incitations fiscales significatives
France	Oui	Non	Oui	Oui	Oui : territoire Corse Zones franches urbaines	Abattements ou exonérations en faveur des entreprises nouvelles. Régime des quartiers généraux.
Allemagne	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui : régions incitatives : - Zones de Berlin - Länder de l'ancienne république démocratique allemande.	Non
Royaume-Uni	Oui	Non	Oui	Oui	Oui : zones d'entreprises	Non
Etats Unis	Oui	Non	Oui	Non	Non	Non
Tunisie	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui : zones de développement régional	Dégrèvement physique pour tout réinvestissement au sein de l'entreprise.

(1) Incitations en matière d'impôt sur les sociétés sont sous forme de :
- Crédit d'impôt,
- Exemption ou taux réduits d'imposition,
- Autres.

1.10. Régimes des reports déficitaires

France	Allemagne	Royaume-Uni	Etats-Unis	Tunisie
Le déficit constaté est reporté successivement sur les exercices suivants jusqu'au cinquième exercice qui suit l'exercice déficitaire. La limitation de cinq ans du report déficitaire ne joue pas pour la fraction des déficits provenant des amortissements comptabilisés et réputés différés en période déficitaire. L'entreprise peut opter pour le report en arrière du déficit constaté à la clôture d'un exercice sur les bénéfices des trois exercices précédant l'exercice déficitaire. Cette imputation fait naître une créance sur le trésor correspondant à l'excédent d'impôt antérieurement versé, créance remboursable au terme d'un délai de cinq ans si elle n'est pas utilisée dans ce délai au paiement de l'impôt.	Jusqu'au 31-12-1998, le report en arrière était autorisé sur les deux exercices précédents, à concurrence d'un montant total maximaum de 10 million deutsche mark. Pour l'année d'imposition 1999, le report en arrière des pertes est limité à l'exercice immédiatement précédent et à concurrence d'un montant de 2 millions deutsche mark. Le solde restant inutilisé peut être reporté sans limite sur les exercices suivants.	Les pertes réalisées à compter du 02-07-1997 sont reportées sur l'exercice précédant. Les pertes réalisées antérieurement à cette date peuvent être reportées sur les trois exercices antérieurs. Le report en avant est possible pour une durée illimitée. Le report en avant peut être refusé lorsqu'un changement substantiel se produit dans la nature de l'activité de la clientèle ou encore du marché sur lequel opère la société dans les trois ans qui suivent ou précédent une cession de plus de 50% des actions ordinaires.	Un déficit peut être reporté sur les trois années précédent la constatation de ce déficit et sur les quinze années suivantes. Le *Tax Reform Act* de 1997 a réduit la période de report en arrière des pertes d'exploitation nettes de trois à deux ans et rallonge la période de report en avant de quinze à vingt ans pour les pertes d'exploitation nettes dégagées au cours des exercices fiscaux ayant débuté après la date de son entrée en vigueur (le 5 août 1997).	Le déficit peut être reporté sur les exercices futurs dans la limite de 3 ans qui suivent l'exercice de constatation de ce déficit. Les amortissements réputés différés en période déficitaire peuvent être prélevés sans limite dans le temps en franchise d'impôt sur les résultats des premiers exercices suivants qui laissent apparaître un bénéfice suffisant pour les imputer.

1.11. Imposition des dividendes encaissés

France	Allemagne	Royaume-Uni	Etats-Unis	Tunisie
- Lorsque les dividendes perçus par une société française en provenance d'une autre société française font partie du résultat imposable à l'impôt sur les sociétés de la société bénéficiaire. - Lorsque la participation est ≥ à 10% ou d'un prix de revient > à 150 MF (titres détenus depuis 2 ans au moins ou souscrits à l'émission), la société mère est imposable sur une quote-part de frais et charges égales à 5% du montant des dividendes, avoir fiscal compris (taux de 50% dans le régime mère-fille sur cette quote-part et au taux de 40% dans le cas contraire sur la totalité du dividende et de l'avoir fiscal) pour les exercices clos à compter du 31-12-1999. - Application du régime des sociétés mères: si les conditions d'application réunies (% minimum de participation de 10%) les revenus de filiales étrangères ouvrent droit d'une part à une exonération d'IS chez la mère mais, pour les exercices clos à compter du 31-12-1999, réintégration d'une quote-part des frais et charges égale à 5% du montant global des produits de participation (dividendes+crédit d'impôt au titre de l'impôt étranger), d'autre part, possibilité en cas de redistribution par la société mère d'assortir ces distributions de l'avoir fiscal après paiement du précompte. La retenue à la source perçue à l'étranger vaut crédit d'impôt. Ce crédit s'impute sur le précompte (celui-ci est dû en cas de redistribution du dividende) et même sur la retenue à la source qui est due quand le dividende est versé à un actionnaire non-résident n'ayant pas droit à une extension conventionnelle de l'avoir fiscal.	- Les dividendes perçus par une société française en provenance d'une autre société allemande font partie du résultat imposable à l'impôt sur les sociétés de la société bénéficiaire. L'IS payé (au taux de 31,65%) par la filiale distributrice donne droit à un avoir fiscal égal à 42,85% du dividende brut (ou 100% de l'IS). Cet avoir fiscal ainsi que la retenue à la source de 26,37% sont inclus dans le résultat. Ils constituent un crédit d'impôt imputable sur l'impôt dû. - dividendes reçus de filiales résidentes de pays ayant signé une convention fiscale avec l'Allemagne: ces dividendes sont généralement exonérés d'impôt en Allemagne si la société détient au moins 10% de la filiale, mais la convention doit le prévoir. Réintégration dans la base de l'IS d'une quote-part pour frais et charges égale à 15% des dividendes (5% à partir du 1-1-1999). Dans ce cas, le crédit d'impôt indirect n'est pas accordé. La retenue à la source étrangère ouvre droit à un crédit d'impôt direct imputable sur l'IS dû au titre de la quote-part et le cas échéant à raison des autres revenus de la société. En l'absence de convention fiscale: si la participation dans une filiale active (qui ne se limite pas à recevoir des produits d'investissements mobiliers ou immobiliers) est égal ou supérieur à 10%, la société a droit à un crédit d'impôt direct ou indirect brut correspondant à sa participation (IS étranger équivalent à l'IS allemand pour bénéficier du crédit d'impôt indirect). Les crédits d'impôt direct et indirect sont inclus dans l'assiette imposable en Allemagne et imputables sur l'IS dû à ce titre.	- Les sociétés britanniques sont exonérées à raison des dividendes qu'elles reçoivent d'autres sociétés britanniques. A compter du 06-04-1999, les distributions de dividendes au bénéfice de sociétés résidentes ne donnent plus lieu au paiement d'un acompte d'impôt sur les sociétés (ACT) égal à 25% du montant du dividende. Corrélativement, le régime du crédit d'impôt (au titre de l'ACT) imputable par la société mère sur l'ACT dû au titre de ses propres redistributions est supprimé. - les dividendes de source étrangère sont soumis au *corporation tax*. Ces dividendes de source étrangère ouvrent droit non seulement à un crédit pour l'impôt étranger prélevé sur le dividende lui-même mais aussi à un second crédit pour l'impôt payé par la société distributrice sur les bénéfices à partir desquels ont été payés les dividendes (*underlying tax credit*). Ce crédit est accordé lorsque la société britannique bénéficiaire détient au moins 10% des droits de vote de la société étrangère distributrice.	- Les sociétés américaines recevant des dividendes d'autres sociétés américaines peuvent exclure une partie de ces dividendes de leur bénéfice imposable. Le pourcentage des dividendes pouvant être exclus est de 70% pour les sociétés dont la participation dans la société distributrice est inférieur à 20% . Ce pourcentage d'exclusion est de 80% pour les sociétés détenant entre 20% et 80% du capital de la société versante. Cette proportion est portée à 100% dans le cas des groupes de sociétés affiliées ainsi que pour les dividendes versés par les sociétés spécialisées dans l'aide à l'investissement des petites entreprises. - Les dividendes reçus de filiales étrangères sont en principe imposables, mais bénéficient d'un crédit pour l'impôt étranger.	Exonérés d'impôt

1.12. Imposition des dividendes distribués

France	Allemagne	Royaume-Uni	Etats-Unis	Tunisie
Les bénéfices sont imposés au taux unique de l'IS qu'ils soient réinvestis ou distribués. Les profits réalisés en France et distribués par des sociétés assujetties à l'IS sont en principe soumis à une double imposition au niveau de la société d'une part, au titre de l'imposition des bénéfices et au niveau de l'actionnaire d'autre part, au titre de l'imposition des revenus distribués. Pour pallier cette double imposition, les associés bénéficient d'un avoir fiscal.	Les bénéfices distribués sont imposés au taux réduit contrairement aux profits mis en réserve qui sont imposés à un taux plus élevé . En cas de distribution de réserves, la différence est remboursée à la société. Les dividendes distribués ouvrent droit en outre à un avoir fiscal égal à la totalité de l'impôt sur les sociétés supporté par la société distributrice, ce qui correspond aux 3/7 du dividende net versé. Cet avoir fiscal est exclusivement réservé aux résidents d'Allemagne.	Selon le régime en vigueur jusqu'au 5 avril 1999, en cas de distribution de dividendes, la société devait effectuer un paiement anticipé d'impôt sur les sociétés (*Advance Corporation Tax* - ACT) dont le dernier taux en vigueur fixé par référence au taux le plus faible de l'impôt sur le revenu était de 20/80 des dividendes. Cette avance était déductible de l'impôt sur les sociétés proprement dit (qualifié de *Mainstream Corporation Tax*) dû au titre de l'exercice comptable au cours duquel la distribution était effectuée. Depuis le 6 avril 1999, les dividendes distribués à des personnes physiques résidentes du Royaume-Uni (ou d'un pays signataire d'une convention fiscale le prévoyant) ouvrent droit à un crédit d'impôt imputable sur l'impôt sur le revenu mais non remboursable égal à 1/9 des dividendes. Jusqu'à concurrence d'un montant de £27 100, les dividendes (crédit d'impôt compris) sont imposés au taux de 10%. Au-delà de ce montant, le taux d'imposition est de 32,5 %.	Les dividendes distribués sont soumis à l'impôt sur les sociétés.	Les dividendes distribués sont soumis à l'impôt sur les sociétés.

1.13. Régimes des groupes de sociétés

Caractéristiques	France	Allemagne	Royaume-Uni	Etats-Unis	Tunisie
Admission en régime	Option pour 5 ans, renouvelable tacitement par période de 5 ans.	Option pour 5 ans.	Option dans les 2 ans de la clôture de l'exercice au titre duquel la demande est adressée.	L'option pour la consolidation est libre mais irrévocable	Option pour une durée minimale de 5ans à compter de son entrée en vigueur, renouvelable par tacite reconduction pour des périodes égales chacune de 5 ans.
Conditions Particulières	Accord de filiales. Même exercice social de 12 mois pour toutes les sociétés du groupe.	Signature d'un contrat de domination et d'un contrat de transfert des résultats **(1)** de 5 ans. Exercices sociaux de 12 mois. Intégration : - financière (participation >50% des droits de vote) - économique (relations économiques étroites) - organique (la société dominée confie sa direction à la société dominante).	Accord de l'administration fiscale sur le régime d'exonération.	La société mère et les filiales doivent avoir des exercices comptables harmonisés. Un groupe ne peut être constitué que de sociétés américaines, sous réserve d'exceptions pour les filiales canadiennes et mexicaines détenues à 80%.	L'application du régime d'intégration exige de satisfaire aux conditions suivantes : -les sociétés concernées par l'intégration doivent être établies en Tunisie. -toutes les sociétés intégrées sont soumises à l'IS même à des taux différents. -toutes les sociétés intégrées ont les mêmes dates d'ouverture et de clôture de l'exercice. - toutes les sociétés intégrées sont soumises au commissariat aux comptes pendant toute la période d'application du régime. -l'intégration d'une société dans le périmètre d'intégration fiscale doit être approuvée par l'assemblée de ladite société. -autorisation du ministre de finance ou d'un autre responsable à qui il délègue ce pouvoir.
Définition de la société mère	Société résidente soumise à l'IS, non détenue directement ou indirectement à 95% au moins par une autre société soumise à l'IS de droit commun sur l'ensemble de ses résultats. Les exploitations situées dans les DOM sont éligibles au régime de groupe.	Société de capitaux et société de personnes résidentes d'Allemagne. Chaque associé de la société de personnes doit être résident d'Allemagne. Sinon, la participation >50% doit être détenue par la société de personnes elle-même.	Société résidente ou consortium de sociétés résidentes (ensemble de sociétés résidentes détenant chacune au moins 5% du capital d'une même société filiale résidente, contrôlée globalement à 75% au moins par celles-ci).	La société détient au moins 80% des actions à vote d'une société du groupe et elle possède au moins 80% de la valeur totale des actions de ladite société.	La société mère est une société cotée en bourse qui détient directement ou indirectement au moins 95% des sociétés du groupe.

Définition de la filiale	Société résidente, détenue directement ou indirectement à 95% au moins, pendant toute la période d'intégration soumise à l'IS.	Société résidente d'Allemagne détenue directement ou indirectement à plus de 50% des droits de vote favorisant ou complétant l'activité économique de la société mère. En cas de détention indirecte, chaque participation doit être majoritaire.	Société résidente dont plus de 50%, 75% ou 90% du capital est détenu, directement ou indirectement par une société mère résidente ou par un consortium de sociétés résidentes.	La société filiale est au moins détenue à 80% par une ou plusieurs sociétés du groupe.	Les filiales ce sont des sociétés établies en Tunisie et dont le pourcentage d'intérêt détenu par la mère est au moins de 95%.
Impôts concernés	Impôt sur les sociétés. Précompte mobilier, IFA (Imposition Forfaitaire Annuelle) .	Impôt sur les sociétés, TVA, Taxe professionnelle.	Impôt sur les sociétés, TVA	Impôt sur les sociétés.	Impôt sur les sociétés.
Recouvrement de l'impôt	La société mère est seule redevable de l'impôt sur les sociétés. Elles doivent acquitter les acomptes (et le solde) sur la base du résultat d'ensemble du groupe (2). Le montant des crédits d'impôt et avoirs fiscaux attachés aux revenus mobiliers reçus par les sociétés du groupe (autres que ceux qui ouvrent droit à l'application du régime des sociétés mères et filiales) est imputable sans limitation sur l'impôt sur les sociétés dû par la société tête de groupe à raison du résultat d'ensemble. Les contributions de 10% et 15% sur l'IS sont dues par la société mère. Elles sont assises sur l'impôt sur les sociétés calculé sur le résultat d'ensemble et la plus-value nette d'ensemble du groupe sans imputation des avoirs fiscaux et crédits d'impôt lesquels ne peuvent pas non plus, le cas échéant, venir en déduction de la contribution. La société mère est aussi redevable de l'imposition forfaitaire annuelle due par toutes les sociétés du groupe et calculée en fonction du chiffre d'affaire de chacune d'elles. Solidarité fiscale à hauteur de l'impôt (IS et IFA) qui serait dû en droit commun pour chacune des filiales du groupe.	La société dominante est responsable des relations avec l'administration fiscale pour la TVA et la taxe professionnelle. Pour l'impôt sur les sociétés, la société dominée, bien que n'étant pas sujet fiscal, doit tout de même établir une déclaration de résultats. Mais l'IS est payé par la société mère sur les résultats globaux du groupe.	Responsabilité conjointe et solidaire des membres du groupe uniquement en matière de TVA	La société mère devient l'agent de ses filiales, elle est le seul interlocuteur de l'administration fiscale américaine. La répartition de l'impôt unique au niveau du groupe, entre les différents membres, s'effectue au prorata de leur chiffre d'affaires.	Le résultat fiscal du groupe est soumis à l'IS au taux de 35% avec un minimum égal à 0,5% du chiffre brut de toutes les sociétés concernées avec un plafond de 2000 dinars. La société mère est tenue de déposer une déclaration consolidée. Les retenues, avances et acomptes provisionnels supportés par les sociétés intégrées sont imputées sur l'impôt dû par le groupe. Les filiales intégrées continuent à payer les acomptes provisionnels au cours de la seule première année d'intégration. Toutes les filiales intégrées sont solidaires avec la société mère au paiement de l'IS, chacune dans la limite du montant de l'IS, qu'elle aurait dû payer si elle n'était pas intégrée.

Définition de la filiale	Société résidente, détenue directement ou indirectement à 95% au moins, pendant toute la période d'intégration soumise à l'IS.	Société résidente d'Allemagne détenue directement ou indirectement à plus de 50% des droits de vote favorisant ou complétant l'activité économique de la société mère. En cas de détention indirecte, chaque participation doit être majoritaire.	Société résidente dont plus de 50%, 75% ou 90% du capital est détenu, directement ou indirectement par une société mère résidente ou par un consortium de sociétés résidentes.	La société filiale est au moins détenue à 80% par une ou plusieurs sociétés du groupe.	Les filiales ce sont des sociétés établies en Tunisie et dont le pourcentage d'intérêt détenu par la mère est au moins de 95%.
Impôts concernés	Impôt sur les sociétés. Précompte mobilier, IFA (Imposition Forfaitaire Annuelle) .	Impôt sur les sociétés, TVA, Taxe professionnelle.	Impôt sur les sociétés, TVA	Impôt sur les sociétés.	Impôt sur les sociétés.
Recouvrement de l'impôt	La société mère est seule redevable de l'impôt sur les sociétés. Elles doivent acquitter les acomptes (et le solde) sur la base du résultat d'ensemble du groupe (2). Le montant des crédits d'impôt et avoirs fiscaux attachés aux revenus mobiliers reçus par les sociétés du groupe (autres que ceux qui ouvrent droit à l'application du régime des sociétés mères et filiales) est imputable sans limitation sur l'impôt sur les sociétés dû par la société tête de groupe à raison du résultat d'ensemble. Les contributions de 10% et 15% sur l'IS sont dues par la société mère. Elles sont assises sur l'impôt sur les sociétés calculé sur le résultat d'ensemble et la plus-value nette d'ensemble du groupe sans imputation des avoirs fiscaux et crédits d'impôt lesquels ne peuvent pas non plus, le cas échéant, venir en déduction de la contribution. La société mère est aussi redevable de l'imposition forfaitaire annuelle due par toutes les sociétés du groupe et calculée en fonction du chiffre d'affaire de chacune d'elles. Solidarité fiscale à hauteur de l'impôt (IS et IFA) qui serait dû en droit commun pour chacune des filiales du groupe.	La société dominante est responsable des relations avec l'administration fiscale pour la TVA et la taxe professionnelle. Pour l'impôt sur les sociétés, la société dominée, bien que n'étant pas sujet fiscal, doit tout de même établir une déclaration de résultats. Mais l'IS est payé par la société mère sur les résultats globaux du groupe.	Responsabilité conjointe et solidaire des membres du groupe uniquement en matière de TVA	La société mère devient l'agent de ses filiales, elle est le seul interlocuteur de l'administration fiscale américaine. La répartition de l'impôt unique au niveau du groupe, entre les différents membres, s'effectue au prorata de leur chiffre d'affaires.	Le résultat fiscal du groupe est soumis à l'IS au taux de 35% avec un minimum égal à 0,5% du chiffre brut de toutes les sociétés concernées avec un plafond de 2000 dinars. La société mère est tenue de déposer une déclaration consolidée. Les retenues, avances et acomptes provisionnels supportés par les sociétés intégrées sont imputées sur l'impôt dû par le groupe. Les filiales intégrées continuent à payer les acomptes provisionnels au cours de la seule première année d'intégration. Toutes les filiales intégrées sont solidaires avec la société mère au paiement de l'IS, chacune dans la limite du montant de l'IS, qu'elle aurait dû payer si elle n'était pas intégrée.

Détermination de la base imposable et de l'impôt sur : **- les résultats**	Compensation des profits et des pertes retenues à 100%, réalisés au sein du groupe. Neutralisation des subventions, abandons de créances et dividendes entre sociétés du groupe. Déduction des pertes antérieures au groupe sur les seuls bénéfices de la société déficitaire (société mère ou filiale). Limitation de la déduction des charges financières liées à l'acquisition d'une filiale du groupe.	Consolidation des profits et des pertes réalisées au sein du groupe. Non déduction des pertes antérieures au contrat d'intégration. Celles-ci sont reportées sur les exercices à la sortie du régime d'intégration.	Uniquement possibilité de transfert de pertes, d'amortissements. Liberté du choix de société bénéficiaire du transfert entre société mère et filiale ou entre sociétés filiales, sauf dans le cas d'un consortium (la charge transférée est répartie entre les sociétés membres du consortium au prorata de leurs droits). Les pertes antérieures à l'entrée dans le groupe ne sont pas imputables sur les profits du groupe.	Compensation immédiate des bénéfices et des pertes entre les entités du groupe.	Le résultat fiscal du groupe est déterminé par la sommation moyennant harmonisation au taux de 35% des résultats fiscaux des sociétés intégrées sur lequel sont opérés les ajustements d'intégration. Lorsqu'une société intégrée est soumise à un taux différent de 35% soit qu'elle est imposée de droit à 10% ou qu'elle soit soumise à l'impôt minimum de 10% ou de 20% , son résultat fiscal intégral est ramené à l'équivalent imposable à 35% pour obtenir une assiette soumise à 35% donnant un impôt équivalent à celui dû au taux réduit. Les abondons des créances enregistrées en produits d'une société intégrée et réintégrées dans le résultat de la société du groupe. En revanche, les provisions pour créances douteuses intergroupes déduites par une société intégrée sont réintégrées dans le résultat fiscal du groupe.
- les cessions d'actifs	Neutralisation des plus-values tant que les actifs restent dans le groupe (sauf cas particuliers: fusions, subventions indirectes). Provisions pour dépréciation d'actifs non amortissables (ou provisions sur actifs amortissables constituées à titre exceptionnel) déductibles à condition que la perte de la valeur potentielle à la clôture de l'exercice excède le montant des pertes antérieurement neutralisées.	Exonération tant que les actifs restent dans le groupe.	Transfert des actifs sans imposition de la plus-value entre sociétés contrôlées à 75% au moins si maintien des valeurs. L'exonération est maintenue jusqu'à cession des titres hors du groupe ou jusqu'à la sortie de la société bénéficiaire du transfert des titres si celle-ci se produit dans les six ans qui suivent le transfert des titres.	Retardement de l'imposition des gains provenant de cession d'actifs internes des biens concernés à des sociétés extérieures au groupe. Corrélativement, la reconnaissance des pertes sur cessions est aussi retardée.	
- les dividendes, intérêts et redevances	Exonération de précompte et absence d'avoir fiscal sur les dividendes internes. Non prise en compte des dividendes internes. Exonération de précompte. Les avoirs fiscaux relatifs aux dividendes internes (au groupe) exonérés ne sont imputables que sur le précompte dû par la société mère lors de la redistribution des dividendes.	Payement par les filiales de la retenue à la source sur les dividendes garantis payés aux actionnaires minoritaires.	Exonération des dividendes versés entre sociétés britanniques. Possibilité, pour une société d'un groupe, sur option et avec accord de l'administration fiscale, de payer des dividendes à une autre société du groupe sans acquitter l'ACT (Advance Corporate Tax) et les distributions de dividendes	Elimination des transactions intra-groupes notamment les dividendes.	Exonération de précompte et absence d'avoir fiscal sur les dividendes internes. Non prise en compte des dividendes internes. Exonération de précompte. Les avoirs fiscaux relatifs aux dividendes internes (au groupe) exonérés ne sont imputables que sur le précompte dû par la société mère lors de la redistribution des

			donnent lieu au paiement de l'ACT seulement quand elles sont faites à un bénéficiaire extérieur du groupe.		dividendes.
-le chiffre d'affaire	Pas de régime particulier: chaque société est redevable de la TVA dans les conditions de droit commun.	Pas de TVA sur les facturations nternes. La filiale n'est pas considérée comme une entreprise assujettie. es opérations taxables réalisées vec des tiers sont attribuées à la société mère.	Possibilité d'enregistrer comme affaire unique un groupe de sociétés contrôlées. Les déclarations de la TVA peuvent être mensuelles ou trimestrielles. Elles ne sont annuelles, que dans le cas d'une société dont une partie des prestations sont exonérées de la TVA. Pas de TVA sur les opérations internes au groupe.		
Sortie du groupe	Non prise en compte dans le groupe des résultats de la filiale ortante, au titre de l'exercice de sortie. Non-report dans les résultats de la filiale sortante des pertes imputées dans le groupe. Réintégration des plus-values neutralisées et selon des modalités particulières, des subventions et abondons des créances.	Réintégration des avantages acquis si sortie dans les 5 premières années, sauf en cas de cession de participation ou de fusion, liquidation ou transformation des sociétés.	Pas de remise en cause des résultats de l'unité fiscale mais taxation des plus-values sur actifs acquis moins de 6 mois auprès d'une autre société du groupe.		En cas de non-renouvellement de l'option pour le régime de l'intégration des résultats après l'expiration de la période de 5 ans, toutes les sociétés sont tenues de payer les acomptes provisionnels dus au cours de l'année qui suit la dernière année concernée par l'intégration des résultats sur la base de l'IS dû sur les résultats réalisés au titre de cette dernière année comme si elles n'étaient pas concernées par le régime de l'intégration des résultats. Sortie du régime de l'intégration fiscale avant terme: en cas de sortie du régime de l'intégration des résultats avant l'expiration de la période de 5 ans, toute société qui quitte ledit régime est tenue de payer le différentiel entre l'impôt dû sur ses propres résultats au titre de chaque année concernée par le régime de l'intégration des résultats comme si elle n'était pas concernée par le régime et sa part dans l'impôt payé sur la base des résultats intégrés au titre de la même période, majoré des pénalités exigibles.

(1) Ce contrat doit être approuvé par 75% des suffrages exprimées des actionnaires de la filiale et de ceux de la société mère et comprendre un dividende minimum à verser aux minoritaires et un contrat minimum de rachat de leurs actions.

(2) Toutefois, lors de son entrée dans le groupe, chaque filiale est tenue, pendant les douze mois suivants, d'acquitter les acomptes dus sur la base de ses résultats antérieurs. Inversement, en cas de sortie d'une filiale du groupe, la société mère verse, pour le compte de cette dernière, les acomptes dus pendant les douze mois suivant le début de l'exercice au cours duquel a eu lieu la sortie.

1.14. Taux d'imposition maximums applicables aux personnes physiques

Pays	Taux applicable à la tranche supérieure
France	54%
Allemagne	53%
Royaume Uni	40%
Etats Unis	39,6%
Tunisie	35%

1.15. Régimes d'impôt sur les revenus (dividendes et plus values) réalisés par les personnes physiques

	France	Allemagne	Royaume-Uni	Etats-Unis	Tunisie
Dividendes	Inclus dans le revenu global. Avoir fiscal : 50% des dividendes.	Inclus dans le revenu global. Crédit d'impôt : 42,85% des dividendes (RS=26,37%).	Inclus dans le revenu global. Crédit d'impôt : 25% des dividendes (Jusqu'au 01/04/1999) à partir de cette date, le taux du crédit d'impôt est de 11,1%.	Inclus dans le revenu global.	Exonérés.
Plus-values (Gain du capital)	Imposables au taux de 16%.	Inclus dans le revenu global.	Inclus dans le revenu global.	Imposables au taux de 28%.	Exonérées.

1.16. Régimes d'impôt sur les revenus des intérêts réalisés par les personnes physiques

	France	Allemagne	Royaume-Uni	Etats-Unis	Tunisie
Intérêts	Prélèvement libératoire au taux de 15% ou inclus dans le revenu global (RS=10% si les obligations sont émises avant 01/01/1987).	Inclus dans le revenu global (RS=30%).	Inclus dans le revenu global (RS=25%).	Inclus dans le revenu global.	Inclus dans le revenu global (RS=20%).

Annexe 2: Définition des comptes par Data Stream

Total loan capital (321): The total loan capital repayable after 1-year. It includes debentures, bonds, convertibles, and debt like hybrid financial instruments.

Total share capital and reserves (307): It includes equity capital and reserves (305) and preference shares (306).

For German industrials, **Shareholders equity (2018):** It includes the issued share capital of the company, the capital and profit reserves, consolidation reserves, profit and loss account and minority interests. 2018 = 2019 + 2085 + 2022 + 2023 + 315.

Ordinary share capital (301): All ordinary share capital ranking parri-passu for dividends, including non-voting shares. Partly paid shares and deferred shares are not included.

For German industrials, **Share capital (2019):** The total equity capital of the company. The breakdown of subscribed capital of the company comprising the ordinary and preference capital are shown separately at items 2082 and 306.

Equity capital and reserves (305): The equity share capital and reserves of the company. Preference capital is not included. All French companies 305 = 301 + 302 + 303 + 304 + 589.

Preference dividend-for period (181): The net amounts proposed for the year on cumulative and non-cumulative preference shares (or the notional charge for the year). Also included is the fixed amount paid on participating preference shares (saving shares, deferred shares).

Ordinary net dividend (187): The net amounts proposed on ordinary shares, including any variable amount paid on participating preference shares, saving shares, preferred share.

Retentions (196) : These are profits after tax, minority interest, dividends, post-tax extraordinary items, directors bonuses and allocations to untaxed reserves.

Earnings before interest and taxes (EBIT) (1300): All industry groups the earnings of a company before interest expense and income taxes. Calculated by taking the pre-tax income and adding back only the total interest expense on debt.

Earnings before Interest, Tax, Depreciation & Amortization (EBITDA) (1502): The earnings of a company before total interest expense, depreciation, amortization and provision.

Pre-tax profit (154): All income/loss before any federal, state or local taxes. Extraordinary items reported net of taxes are excluded.

Published after tax profit (623): The profit after tax for the financial period as reported by the company, before minority interest, pre-acquisition profits, and provision for preference and ordinary dividends. The after tax share of profits of associated companies is included, were applicable.

For German industrials, Net income (2218): I s the surplus/deficit for the year before the appropriation of minorities and dividends.

Earned for ordinary (625): The net profit arrived at after deducting tax, minority interest and preference dividends, but before any post-tax as reported extraordinary items, allocation to reserves other than untaxed reserves and post tax disclosed extraordinary items. Directors bonuses are deducted if shown in the profit appropriation proposal rather than deduction from operating income and expenses. Item 625 is not always equal to the as reported figure for 'net income' due to directors bonuses, the allocation to untaxed reserves and the treatment of bonuses, the allocation to intaxed reserves and the treatment of preference and preferred dividends.

For German Companies : Is the net profit after tax and minority interest using the published unadjusted figures.

Total sales (104): The amount of sales of goods and services to third parties relating to the normal industrial activities of the company. It is net of sales related taxes and excludes any royalty income, rental income and other operating income.

Total interest charges (153): Interest on bank, convertible and other loans, bonds and debentures, leasing finance and hire purchase minus interest capitalized. The figure also includes dividends/interest; payments of redeemable preference shares described as participative loans.

Corporate tax (160): The amount of corporation tax charged on the profit for the current period. Prior items are not included, when disclosed separately.

Total domestic tax (166): The amount of domestic tax charged on the profit and loss account. Prior year items are not included, when disclosed separately.

Total tax charge (203): The total tax charge for the period as published by the company.

For German industrials, 203 = 2257 + 2258 + 2259.

For UK industrials 203 = 166 + 169 + 170 – 199.

Tax rate (202): The average tax rates applicable to the period. This is the rate imposed by law on the profits. The actual rate a company pays may differ due to various reasons,

including tax allowances, expense items not permitted for tax purposes, and foreign tax on income.

Total overseas tax (169): The amount of overseas tax including tax equalization provisions. Prior year items are excluded, when disclosed separately.

Tax rate (761): Total tax charge divided by pretax profits. 761 = (203/154)*100.

Supplementary tax charge (987) : The tax charged/credited due to exceptional items excluded from the published pre-tax profit, calculated at the appropriate rate of tax.

Associates pre-tax profits (155): The portion of pre-tax profits/losses of associates and other companies consolidated under the equity method at a pre-tax level.

Associates after tax profits (622): The share in the after tax profits of companies consolidated under the equity method.

Double tax relief (162): Is a relief against corporation tax on overseas income.

Overseas tax (167): The current amount of overseas tax charged against the profits of the year. Prior items are excluded, when given separately.

Associates total tax (170): The amount of associates tax charged against the profit and loss account. It is only applicable for those companies, which show associates at pre-tax level. Prior year items are excluded, when disclosed separately.

170 = Associates domestic tax (171) + Associates overseas tax (204).

Total fixed assets-gross (330): The total of gross land and buildings, plant and machinery, construction in progress and other fixed assets. Assets leased out are excluded.

Total fixed assets-net (339): The net total (after deducting accumulated depreciation) of land and buildings, plant and machinery, construction in progress and other fixed assets. Assets leased out are excluded.

For German industrials, **Total tangibles fixed assets (2005):** The total net book value of assets defined as land, leasehold improvement and buildings, including buildings on land owned by others; plant equipment and machinery; fixtures and fittings, advance payments, construction in progress and leased equipment.

Total intangible (344): This includes research and development, goodwill, patents, trade marks, deferred charges, formation expenses and concessions.

For German industrials, **Total intangibles assets (2004):** The net vale of assets defined as goodwill, concessions, franchises, industrial property rights and similar rights as well as licenses to such rights and co-related payments on account.

Total investments (including associates (356): This includes fixed interest securities, shares, investment in associates, investment properties land and properties held for development (other than as a current asset), joint ventures, partnerships and trusts and so on.

356 = Total investments (excluding associates) (350) + Total associates and other long-term investments (341).

For German industrials, **Total financial fixed assets (2006):** Are investments in and long term loans to affiliated, associated and related companies. Also included are long-term securities and loans.

Total assets employed (391): The sum of tangible fixed assets, intangible assets, investments (including associates), other assets, total stocks of & WIP, total debtors and equivalent cash and cash equivalents minus current liabilities. It is also defined the sum of common equity, preferred stock, minority interest long-term debt, non equity reserves and deferred tax liability in untaxed reserves.

Total assets (392): The sum of tangible fixed assets, intangible assets, investments (including associates), other assets, total stocks of & WIP, total debtors and equivalent cash and cash equivalents.

For German industrials, Total assets (2000): 2000 = 2001 + 2002 + 2003 + 2015 + 2016.

Net current assets (390): The result of total current assets minus total current liabilities. Trade accounts receivable and payable after 1-year are included.

Depreciation (136): Includes provisions for amounts written off, and depreciation of tangible fixed assets. Amortization of intangible assets is included only if a separate breakdown is not disclosed in the annual report.

Depreciation and operating provisions (696): The depreciation and amortization of tangible and intangible fixed assets sold, bad debt provisions, amounts written off stocks, net allocation to provisions for risks and charges and any other operating provisions. For the UK and US items 696 only includes the depreciation and amortization of tangibles and intangibles fixed assets.

Return on capital employed (707): Earnings before interest and tax divided by total capital employed plus short-term borrowing minis total intangibles.

Return on shareholders equity (701): Adjusted earned for ordinary divided by equity capital and reserves less intangibles plus deferred tax.

Reported Interest Cover Before Tax (RICBT) (1503): Pre-tax profit plus total interest charges divided by total interest charges. Where 154: Published pre-tax profit, 153: Total interest charges, 2408: Net interest charges.

Enterprise Value (EV) (1504): Calculated using the market value of issue at the balance sheet date, plus the portion of preference capital (306) and net debt (1501) attributable to that issue.

Minority interest (315): Proportion of capital and reserves attributable to outside shareholders in subsidiary companies.

Total debt (1301): The total of all long and short-term borrowings, including any subordinate debt and debt like hybrid finance instruments.

Long Term Loans (319): Loans (other than convertibles, leasing finance and hire purchase) which are repayable in more than five years.

Borrowing ratio (733): (Total debt/shareholders equity) * 100.

Operating profit (1077): The published total operating profit or loss of the group before any special items and non-operating income or expense.

Fixed Assets – Subsidiaries (479): The net of fixed assets of subsidiaries acquired and fixed assets of subsidiaries sold.

Taxation – Subsidiaries (494): Tax payable in the accounts of an acquired company.

Annexe 3: Matrices de corrélation

3.1. Matrices de corrélation des variables retenues dans le premier modèle par pays

3.1. 1. Matrice de corrélation – France

	IBIC	CF	D	ENA	QTNAI	CCNAI	QTAI1	QTAI2	QTAI3	CUAI	TEMI	EIDDA
IBIC	1,000 ,											
CF	,397 (,000)	1,000 ,										
D	,040 (,498)	,118 (,044)	1,000 ,									
ENA	,289 (,000)	,172 (,003)	,315 (,000)	1,000 ,								
QTNAI	,355 (,000)	,313 (,000)	,111 (,058)	,289 (,000)	1,000 ,							
CCNAI	-,020 (,737)	,061 (,296)	-,021 (,715)	-,012 (,843)	-,011 (,854)	1,000 ,						
QTAI1	,297 (,000)	,312 (,000)	,121 (,039)	,287 (,000)	,993 (,000)	-,008 (,895)	1,000 ,					
QTAI2	,247 (,000)	,304 (,000)	,120 (,042)	,301 (,000)	,975 (,000)	,000 (,998)	,992 (,000)	1,000 ,				
QTAI3	,306 (,000)	,317 (,000)	,119 (,042)	,286 (,000)	,994 (000)	-,013 (,826)	1,000 (,000)	,991 (,000)	1,000 ,			
CUAI	,538 (,000)	,527 (,000)	,002 (,969)	-,010 (,859)	,092 (,118)	,051 (,390)	,070 (,234)	,046 (,433)	,071 (,227)	1,000 ,		
TEMI	,056 (,337)	,016 (,788)	,301 (,000)	,003 (,963)	,052 (,376)	-,032 (,583)	,055 (,347)	,057 (,330)	,059 (,314)	,005 (,926)	1,000 ,	
EIDDA	,315 (,000)	,457 (,000)	,073 (,213)	,077 (,188)	,088 (,135)	,018 (,754)	,085 (,148)	,076 (,193)	,084 (,155)	,812 (,000)	-,043 (,463)	1,000 ,

** La corrélation est significative à un niveau de 1% (2-tailed).
* La corrélation est significative à un niveau de 5% (2-tailed).
NB : Pour chaque variable la première valeur correspond au coefficient de Pearson de corrélation et la deuxième valeur correspond au seuil de significativité de cette corrélation.

3.1. 2. Matrice de corrélation – Allemagne

	IBIC	CF	D	ENA	QTNAI	CCNAI	QTAI1	QTAI2	QTAI3	CUAI	TEMI	EIDDA
IBIC	1,000											
	,											
CF	,874	1,000										
	(,000)	,										
D	,847	,893	1,000									
	(,000)	(,000)	,									
ENA	,055	,021	,031	1,000								
	(,335)	(,716)	(,584)	,								
QTNAI	-,008	-,003	-,021	-,006	1,000							
	(,887)	(,962)	(,710)	(,912)	,							
CCNAI	,004	,002	,080	-,076	-,088	1,000						
	(,938)	(,976)	(,160)	(,186)	(,121)	,						
QTAI1	-,008	-,001	-,016	-,008	,993	-,068	1,000					
	(,888)	(,989)	(,778)	(,888)	(,000)	(,231)	,					
QTAI2	-,022	-,017	-,042	-,011	,972	-,105	,946	1,000				
	(,696)	(,772)	(,460)	(,847)	(,000)	(,065)	(,000)	,				
QTAI3	-,022	-,017	-,042	-,011	,972	-,105	,946	1,000	1,000			
	(,696)	(,772)	(,460)	(,847)	(,000)	(,065)	(,000)	(,000)	,			
CUAI	-,394	-,103	-,066	,013	,012	,053	,015	-,001	-,001	1,000		
	(,000)	(,072)	(,248)	(,825)	(,839)	(,349)	(,790)	(,992)	(,992)	,		
TEMI	-,068	-,060	-,186	-,019	-,031	-,076	-,041	-,018	-,018	,023	1,000	
	(,236)	(,290)	(,001)	(,739)	(,587)	(,182)	(,472)	(,753)	(,753)	(,683)	,	
EIDDA	,933	,941	,934	,009	-,020	,038	-,015	-,038	-,038	-,190	-,100	1,000
	(,000)	(,000)	(,000)	(,881)	(,731)	(,506)	(,793)	(,504)	(,504)	(,001)	(,081)	,

** La corrélation est significative à un niveau de 1% (2-tailed).
* La corrélation est significative à un niveau de 5% (2-tailed).
NB : Pour chaque variable la première valeur correspond au coefficient de Pearson de corrélation et la deuxième valeur correspond au seuil de significativité de cette corrélation.

3.1. 3. Matrice de corrélation – Royaume Uni

	IBIC	CF	D	ENA	QTNAI	CCNAI	QTAI1	QTAI2	QTAI3	CUAI	TEMI	EIDDA
IBIC	1,000											
	,											
CF	,493	1,000										
	(,000)	,										
D	,474	,079	1,000									
	(,000)	(,183)	,									
ENA	,015	-,046	,011	1,000								
	(,801)	(,432)	(,859)	,								
QTNAI	,055	-,025	,013	,046	1,000							
	(,349)	(,675)	(,830)	(,439)	,							
CCNAI	-,061	-,117	-,016	,047	-,216	1,000						
	(,301)	(,047)	(,788)	(,430)	(,000)	,						
QTAI1	,038	-,009	,009	,033	,993	-,233	1,000					
	(,518)	(,884)	(,884)	(,582)	(,000)	(,000)	,					
QTAI2	-,141	,140	-,039	-,113	-,125	-,096	-,008	1,000				
	(,017)	(,018)	(,506)	(,056)	(,034)	(,103)	(,891)	,				
QTAI3	,058	,007	,007	,018	,973	-,230	,982	,020	1,000			
	(,325)	(,904)	(,910)	(,758)	(,000)	(,000)	(,000)	(,738)	,			
CUAI	,770	,518	,516	-,028	-,038	-,013	-,037	,006	-,030	1,000		
	(,000)	(,000)	(,000)	(,631)	(,526)	(,827)	(,533)	(,913)	(,607)	,		
TEMI	,001	,000	-,023	,004	-,039	,006	-,030	,086	-,021	-,014	1,000	
	(,984)	(1,000)	(,701)	(,949)	(,511)	(,920)	(,617)	(,145)	(,716)	(,808)	,	
EIDDA	,785	,542	,472	-,028	-,006	-,157	-,001	,036	,009	,977	-,005	1,000
	(,000)	(,000)	(,000)	(,635)	(,925)	(,008)	(,982)	(,540)	(,879)	(,000)	(,932)	,

** La corrélation est significative à un niveau de 1% (2-tailed).
* La corrélation est significative à un niveau de 5% (2-tailed).
NB : Pour chaque variable la première valeur correspond au coefficient de Pearson de corrélation et la deuxième valeur correspond au seuil de significativité de cette corrélation.

3.1. 4. Matrice de corrélation – Etats-Unis

	IBIC	CF	D	ENA	QTNAI	CCNAI	QTAI1	QTAI2	QTAI3	CUAI	TEMI	EIDDA
IBIC	1,000											
	,											
CF	,173	1,000										
	(,001)	,										
D	,083	-,008	1,000									
	(,110)	(,880)	,									
ENA	,082	,013	-,044	1,000								
	(,117)	(,804)	(,402)	,								
QTNAI	,236	,252	-,053	,169	1,000							
	(,000)	(,000)	(,312)	(,001)	,							
CCNAI	-,226	-,148	,506	-,052	-,251	1,000						
	(,000)	(,004)	(,000)	(,321)	(,000)	,						
QTAI1	,183	,256	-,055	,170	,995	-,246	1,000					
	(,000)	(,000)	(,293)	(,001)	(,000)	(,000)	,					
QTAI2	,129	,232	-,032	,166	,793	-,192	,797	1,000				
	(,013)	(,000)	(,534)	(,001)	(,000)	(,000)	(,000)	,				
QTAI3	,218	,240	-,005	,235	,810	-,251	,816	,927	1,000			
	(,000)	(,000)	(,917)	(,000)	(,000)	(,000)	(,000)	(,000)	,			
CUAI	,029	,174	,104	,071	,031	,036	,038	-,011	,016	1,000		
	(,578)	(,001)	(,045)	(,172)	(,554)	(,488)	(,466)	(,826)	(,766)	,		
TEMI	,043	,216	-,037	-,001	,109	,020	,108	,170	,112	,029	1,000	
	(,409)	(,000)	(,477)	(,990)	(,037)	(,707)	(,039)	(,001)	(,031)	(,579)	,	
EIDDA	,067	,175	,081	,078	,065	-,076	,070	,012	,050	,991	,022	1,000
	(,200)	(,001)	(,122)	(,136)	(,213)	(,145)	(,179)	(,824)	(,335)	(,000)	(,675)	,

** La corrélation est significative à un niveau de 1% (2-tailed).
* La corrélation est significative à un niveau de 5% (2-tailed).
NB : Pour chaque variable la première valeur correspond au coefficient de Pearson de corrélation et la deuxième valeur correspond au seuil de significativité de cette corrélation.

3.1. 5. Matrice de corrélation - Tunisie

	IBIC	CF	D	ENA	QTNAI	CCNAI	QTAI1	QTAI2	QTAI3	CUAI	TEMI	EIDDA
IBIC	1,000 ,											
CF	,271 (,000)	1,000 ,										
D	,300 (,000)	,392 (,000)	1,000 ,									
ENA	,302 (,000)	,212 (,003)	-,035 (,627)	1,000 ,								
QTNAI	,002 (,980)	,031 (,665)	-,137 (,055)	,036 (,613)	1,000 ,							
CCNAI	,127 (,076)	,136 (,058)	-,088 (,222)	,106 (,141)	-,045 (,535)	1,000 ,						
QTAI1	-,011 (,882)	,034 (,632)	-,134 (,062)	,035 (,628)	1,000 (,000)	-,047 (,517)	1,000 ,					
QTAI2	-,006 (,930)	,033 (,644)	-,135 (,059)	,035 (,623)	1,000 (,000)	-,046 (,523)	1,000 (,000)	1,000 ,				
QTAI3	-,011 (,882)	,034 (,632)	-,134 (,062)	,035 (,628)	1,000 (,000)	-,047 (,517)	1,000 (,000)	1,000 (,000)	1,000 ,			
CUAI	,353 (,000)	,267 (,000)	,137 (,056)	,104 (,149)	-,033 (,650)	,300 (,000)	-,038 (,598)	-,036 (,616)	-,038 (,598)	1,000 ,		
TEMI	-,150 (,037)	-,105 (,143)	,011 (,878)	,058 (,421)	,184 (,010)	-,153 (,033)	,186 (,009)	,185 (,010)	,186 (,009)	-,186 (,009)	1,000 ,	
EIDDA	,425 (,000)	,272 (,000)	,372 (,000)	,071 (,322)	-,048 (,506)	,121 (,092)	-,052 (,472)	-,050 (,484)	-,052 (,472)	,882 (,000)	-,123 (,086)	1,000 ,

** La corrélation est significative à un niveau de 1% (2-tailed).
* La corrélation est significative à un niveau de 5% (2-tailed).
NB : Pour chaque variable la première valeur correspond au coefficient de Pearson de corrélation et la deuxième valeur correspond au seuil de significativité de cette corrélation.

3.2. Matrices de corrélation des variables retenues dans le deuxième modèle par pays

3.2. 1. Matrice de corrélation – France

	L	QTNAI	RE	CR	QTAI1	QTAI2	QTAI3	EIDID	EINLD	IPPP	IPPM
L	1,000										
	,										
QTNAI	-,026	1,000									
	(,653)	,									
RE	-,243	,436	1,000								
	(,000)	(,000)	,								
CR	-,137	,157	,344	1,000							
	(,020)	(,007)	(,000)	,							
QTAI1	-,043	,993	,440	,165	1,000						
	(,467)	(,000)	(,000)	(,005)	,						
QTAI2	-,059	,975	,429	,175	,992	1,000					
	(,314)	(,000)	(,000)	(,003)	(,000)	,					
QTAI3	-,050	,994	,447	,167	1,000	,991	1,000				
	(,393)	(,000)	(,000)	(,004)	(,000)	(,000)	,				
EIDID	-,310	-,089	,101	,355	-,067	-,041	-,068	1,000			
	(,000)	(,128)	(,085)	(,000)	(,257)	(,491)	(,249)	,			
EINLD	,165	-,063	-,207	,118	-,067	-,076	-,073	,012	1,000		
	(,005)	(,286)	(,000)	(,045)	(,252)	(,196)	(,215)	(,835)	,		
IPPP	,117	,016	-,149	,067	,024	,033	,016	,035	,221	1,000	
	(,046)	(,782)	(,011)	(,256)	(,685)	(,580)	(,792)	(,548)	(,000)	,	
IPPM	,137	-,013	-,174	,064	-,005	,008	-,015	,047	,262	,983	1,000
	(,019)	(,832)	(,003)	(,279)	(,939)	(,886)	(,805)	(,425)	(,000)	(,000)	,

** La corrélation est significative à un niveau de 1% (2-tailed).
* La corrélation est significative à un niveau de 5% (2-tailed).
NB : Pour chaque variable la première valeur correspond au coefficient de Pearson de corrélation et la deuxième valeur correspond au seuil de significativité de cette corrélation.

3.2. 2. Matrice de corrélation – Allemagne

	L	QTNAI	RE	CR	QTAI1	QTAI2	QTAI3	EIDID	EINLD	IPPP	IPPM
L	1,000										
	,										
QTNAI	,018	1,000									
	(,759)	,									
RE	-,164	,127	1,000								
	(,004)	(,026)	,								
CR	-,239	-,007	,296	1,000							
	(,000)	(,909)	(,000)	,							
QTAI1	,026	,993	,108	-,011	1,000						
	(,649)	(,000)	(,058)	(,849)	,						
QTAI2	,015	,972	,151	-,003	,946	1,000					
	(,798)	(,000)	(,008)	(,961)	(,000)	,					
QTAI3	,015	,972	,151	-,003	,946	1,000	1,000				
	(,798)	(,000)	(,008)	(,961)	(,000)	(,000)	,				
EIDID	-,293	-,063	-,153	,038	-,060	-,067	-,067	1,000			
	(,000)	(,269)	(,007)	(,506)	(,292)	(,243)	(,243)	,			
EINLD	-,007	-,052	,096	,249	-,051	-,051	-,051	-,101	1,000		
	(,905)	(,361)	(,092)	(,000)	(,368)	(,370)	(,370)	(,076)	,		
IPPP	,098	-,060	-,264	-,044	-,033	-,085	-,085	,050	-,056	1,000	
	(,084)	(,290)	(,000)	(,444)	(,562)	(,137)	(,137)	(,382)	(,329)	,	
IPPM	,023	-,036	-,254	,066	-,014	-,053	-,053	,088	-,035	,223	1,000
	(,692)	(,528)	(,000)	(,250)	(,803)	(,358)	(,358)	(,123)	(,538)	(,000)	,

** La corrélation est significative à un niveau de 1% (2-tailed).
* La corrélation est significative à un niveau de 5% (2-tailed).
NB : Pour chaque variable la première valeur correspond au coefficient de Pearson de corrélation et la deuxième valeur correspond au seuil de significativité de cette corrélation.

3.2. 3. Matrice de corrélation – Royaume Uni

	L	QTNAI	RE	CR	QTAI1	QTAI2	QTAI3	EIDID	EINLD	IPPP	IPPM
L	1,000										
	,										
QTNAI	,002	1,000									
	(,978)	,									
RE	,078	-,004	1,000								
	(,186)	(,943)	,								
CR	-,081	,021	,052	1,000							
	(,169)	(,727)	(,384)	,							
QTAI1	-,006	,993	,006	,081	1,000						
	(,916)	(,000)	(,919)	(,168)	,						
QTAI2	-,079	-,125	,089	,515	-,008	1,000					
	(,183)	(,034)	(,131)	(,000)	(,891)	,					
QTAI3	-,009	,973	,024	,088	,982	,020	1,000				
	(,882)	(,000)	(,680)	(,135)	(,000)	(,738)	,				
EIDID	-,124	,014	,017	,865	,077	,524	,080	1,000			
	(,035)	(,812)	(,776)	(,000)	(,195)	(,000)	(,174)	,			
EINLD	,062	-,053	,760	-,045	-,048	,043	-,046	-,018	1,000		
	(,291)	(,370)	(,000)	(,446)	(,419)	(,463)	(,439)	(,758)	,		
IPPP	,077	,212	-,023	-,027	,199	-,121	,171	-,017	-,071	1,000	
	(,194)	(,000)	(,692)	(,651)	(,001)	(,040)	(,004)	(,780)	(,232)	,	
IPPM	-,084	,181	,007	,002	,172	-,084	,158	,013	-,026	,760	1,000
	(,155)	(,002)	(,912)	(,977)	(,003)	(,156)	(,007)	(,821)	(,658)	(,000)	,

** La corrélation est significative à un niveau de 1% (2-tailed).
* La corrélation est significative à un niveau de 5% (2-tailed).
NB : Pour chaque variable la première valeur correspond au coefficient de Pearson de corrélation et la deuxième valeur correspond au seuil de significativité de cette corrélation.

3.2. 4. Matrice de corrélation – Etats-Unis

	L	QTNAI	RE	CR	QTAI1	QTAI2	QTAI3	EIDID	EINLD	IPPP	IPPM
L	1,000										
	,										
QTNAI	-,090	1,000									
	(,083)	,									
RE	-,209	,109	1,000								
	(,000)	(,036)	,								
CR	-,097	,428	,191	1,000							
	(,063)	(,000)	(,000	,							
QTAI1	-,096	,995	,110	,426	1,000						
	(,067)	(,000)	(,035	(,000)	,						
QTAI2	-,092	,793	,140	,339	,797	1,000					
	(,077)	(,000)	(,007	(,000)	(,000)	,					
QTAI3	-,074	,810	,050	,464	,816	,927	1,000				
	(,157)	(,000)	(,343	(,000)	(,000)	(,000)	,				
EIDID	-,133	,107	-,062	,210	,117	,171	,249	1,000			
	(,011)	(,040)	(,233	(,000)	(,025)	(,001)	(,000)	,			
EINLD	,021	-,076	-,422	-,099	-,071	-,109	-,086	,036	1,000		
	(,688)	(,144)	(,000	(,057)	(,174)	(,036)	(,100)	(,491)	,		
IPPP	-,066	,016	,043	-,007	,045	,066	,042	-,006	,060	1,000	
	(,207)	(,760)	(,414	(,893)	(,385)	(,207)	(,418)	(,901)	(,250)	,	
IPPM	,012	,061	,055	-,026	,047	,110	,022	-,041	,026	-,053	1,000
	(,811)	(,243)	(,290	(,619)	(,365)	(,034)	(,668)	(,433)	(,618)	(,310)	,

** La corrélation est significative à un niveau de 1% (2-tailed).
* La corrélation est significative à un niveau de 5% (2-tailed).
NB : Pour chaque variable la première valeur correspond au coefficient de Pearson de corrélation et la deuxième valeur correspond au seuil de significativité de cette corrélation.

3.2. 5. Matrice de corrélation – Tunisie

	L	QTNAI	RE	CR	QTAI1	QTAI2	QTAI3	EIDID	EINLD	IPPM
L	1,000									
	,									
QTNAI	-,339	1,000								
	(,000)	,								
RE	-,484	,119	1,000							
	(,000)	(,098)	,							
CR	-,506	,167	,643	1,000						
	(,000)	(,019)	(,000)	,						
QTAI1	-,337	1,000	,121	,165	1,000					
	(,000)	(,000)	(,092)	(,021)	,					
QTAI2	-,338	1,000	,120	,166	1,000	1,000				
	(,000)	(,000)	(,094)	(,020)	(,000)	,				
QTAI3	-,337	1,000	,121	,165	1,000	1,000	1,000			
	(,000)	(,000)	(,092)	(,021)	(,000)	(,000)	,			
EIDID	,088	-,102	,131	,012	-,100	-,101	-,100	1,000		
	(,220)	(,157)	(,068)	(,865)	(,164)	(,161)	(,164)	,		
EINLD	-,147	,189	,040	,121	,181	,184	,181	-,180	1,000	
	(,040)	(,008)	(,575)	(,091)	(,012)	(,010)	(,012)	(,012)	,	
IPPM	,243	-,023	-,264	-,041	-,027	-,026	-,027	-,138	-,032	1,000
	(,001)	(,751)	(,000)	(,566)	(,708)	(,723)	(,708)	(,054)	(,654)	,

** La corrélation est significative à un niveau de 1% (2-tailed).
* La corrélation est significative à un niveau de 5% (2-tailed).
NB : Pour chaque variable la première valeur correspond au coefficient de Pearson de corrélation et la deuxième valeur correspond au seuil de significativité de cette corrélation.

3.3. Matrices de corrélation des variables retenues dans le troisième modèle par pays

3.3. 1. Matrice de corrélation – France

	VF	ENA1	L	CUAI	EIDID	EINLD
VF	1,000					
	,					
ENA1	,243	1,000				
	(,000)	,				
L	-,026	-,013	1,000			
	(,653)	(,819)	,			
CUAI	,092	-,009	-,082	1,000		
	(,118)	(,880)	(,165)	,		
EIDID	-,089	-,058	-,310	,106	1,000	
	(,128)	(,323)	(,000)	(,072)	,	
EINLD	-,063	-,048	,165	,345	,012	1,000
	(,286)	(,414)	(,005)	(,000)	(,835)	,

3.3. 2. Matrice de corrélation – Allemagne

	VF	ENA1	L	CUAI	EIDID	EINLD
VF	1,000					
	,					
ENA1	,006	1,000				
	(,915)	,				
L	,018	-,018	1,000			
	(,759)	(,758)	,			
CUAI	,012	-,002	,072	1,000		
	(,839)	(,973)	(,206)	,		
EIDID	-,063	,053	-,293	-,001	1,000	
	(,269)	(,350)	(,000)	(,986)	,	
EINLD	-,052	,011	-,007	-,021	-,101	1,000
	(,361)	(,841)	(,905)	(,707)	(,076)	,

3.3. 3. Matrice de corrélation – Royaume Uni

	VF	ENA1	L	CUAI	EIDID	EINLD
VF	1,000					
	,					
ENA1	,028	1,000				
	(,632)	,				
L	,002	,015	1,000			
	(,978)	(,802)	,			
CUAI	-,038	-,023	,046	1,000		
	(,526)	(,694)	(,436)	,		
EIDID	,014	-,007	-,124	-,005	1,000	
	(,812)	(,911)	(,035)	(,930)	,	
EINLD	-,053	-,027	,062	,537	-,018	1,000
	(,370)	(,648)	(,291)	(,000)	(,758)	,

3.3. 4. Matrice de corrélation – Etats-Unis

	VF	ENA1	L	CUAI	EIDID	EINLD
VF	1,000 ,					
ENA1	-,041 (428)	1,000 ,				
L	-,090 (,083)	-,016 (,753)	1,000 ,			
CUAI	,031 (,554)	,035 (,497)	-,039 (,457)	1,000 ,		
EIDID	,107 (,040)	,042 (,424)	-,133 (,011)	,043 (,415)	1,000 ,	
EINLD	-,076 (,144)	-,088 (,092)	,021 (,688)	,150 (,004)	,036 (,491)	1,000 ,

3.3. 5. Matrice de corrélation – Tunisie

	VF	ENA1	L	CUAI	EIDID	EINLD
VF	1,000 ,					
ENA1	,144 (,044)	1,000 ,				
L	-,339 (,000)	-,117 (,103)	1,000 ,			
CUAI	-,033 (,650)	,053 (,459)	-,205 (,004)	1,000 ,		
EIDID	-,102 (,157)	-,011 (,878)	,088 (,220)	-,161 (,025)	1,000 ,	
EINLD	,189 (,008)	,116 (,107)	-,147 (,040)	,652 (,000)	-,180 (,012)	1,000 ,

** La corrélation est significative à un niveau de 1% (2-tailed).
* La corrélation est significative à un niveau de 5% (2-tailed).
NB : Pour chaque variable la première valeur correspond au coefficient de Pearson de corrélation et la deuxième valeur correspond au seuil de significativité de cette corrélation.

Annexe 4 : Statistique de multicolinéarité (VIF)

I. Statistique de multicolinéarité (VIF) déterminée pour les variables retenues dans le premier modèle

Tableau 1 : Les valeurs de la statistique VIF (France)

	VIF(1)	VIF(2)	VIF(3)	VIF(4)	VIF(5)
CF	1,128	-			
D	1,116	1,331	1,308	1,306	1,310
ENA	1,203	1,257	1,213	1,224	1,213
QTNAI	1,185	-			
CCNAI	1,006	-			
QTAI1	-	2451,806	1,131		
QTAI2	-	86,039		1,131	
QTAI3	-	2036,213			1,136
CUAI	-	3,250	1,007	1,004	
TEMI	-	1,489	1,475	1,474	1,475
EIDDA	-	3,211			1,024
VMEX	-	1,623	1,368	1,361	1,381

Tableau 2 : Les valeurs de la statistique VIF (Allemagne)

	VIF(1)	VIF(2)	VIF(3)	VIF(4)	VIF(5)	VIF(6)
CF	5,086					
D	5,125	1,008	9,500		1,048	1,048
ENA	1,008	1,007	1,009	1,005	1,005	1,005
QTNAI	1,009	1,008				
CCNAI	1,046	1,021				
QTAI1			9,683	1,012		
QTAI2			∞		1,020	
QTAI3			9,749			1,020
CUAI			1,173	1,041	1,006	1,006
TEMI			1,509	1,401	1,420	1,420
EIDDA			9,601	1,058		
VMEX			1,444	1,421	1,425	1,425

Tableau 3 : Les valeurs de la statistique VIF (Royaume Uni)

	VIF(1)	VIF(2)	VIF(3)	VIF(4)	VIF(5)
CF	1,024				
D	1,007	1,412	1,366	1,367	1,288
ENA	1,007	1,020	1,007	1,017	1,007
QTNAI	1,055				
CCNAI	1,069				
QTAI1		32,217	1,016		
QTAI2		1,080		1,017	
QTAI3		32,053			1,004
CUAI		25,071	1,370	1,368	
TEMI		1,028	1,023	1,026	1,023
EIDDA		23,735			1,293
VMEX		1,163	1,041	1,064	1,034

Tableau 4 : Les valeurs de la statistique VIF (Etats Unis)

	VIF(1)	VIF(2)	VIF(3)	VIF(4)	VIF(5)
CF	1,082				
D	1,361	1,068	1,018	1,016	1,011
ENA	1,032	1,092	1,037	1,037	1,067
QTNAI	1,162				
CCNAI	1,459				
QTAI1		3,159	1,066		
QTAI2		8,298		1,095	
QTAI3		9,233			1,095
CUAI		67,917	1,019	1,019	
TEMI		1,484	1,410	1,455	1,413
EIDDA		68,041			1,015
VMEX		1,423	1,398	1,415	1,398

Tableau 5 : Les valeurs de la statistique VIF (Tunisie)

	VIF(1)	VIF(2)	VIF(3)	VIF(4)	VIF(5)
CF	1,306				
D	1,265	1,462	1,051	1,051	1,201
ENA	1,069	1,022	1,021	1,021	1,017
QTNAI	1,034				
CCNAI	1,054				
QTAI1		∞	1,149		
QTAI2		1,148		1,148	
QTAI3		∞			1,148
CUAI		5,878	1,087	1,087	
TEMI		1,487	1,487	1,487	1,483
EIDDA		6,482			1,198
VMEX		1,633	1,610	1,608	1,593

II. Statistique de multicolinéarité (VIF) déterminée pour les variables retenues dans le deuxième modèle

Tableau 6 : Les valeurs de la statistique VIF (France)

	VIF(1)	VIF(2)	VIF(3)	VIF(4)	VIF(5)
QTNAI	1,237				
RE	1,666	1,917	1,875	1,873	1,891
VMDIV	1,279	2,028	1,672	1,753	1,670
CR	1,134	1,398	1,398	1,399	1,396
QTAI1		1,306			
QTAI2			1,268	1,264	
QTAI3					1,294
EIDID		1,227	1,218	1,218	1,226
EI NLD		1,232	1,215	1,220	1,213
VMEX		1,524	1,524	1,524	1,523
IPPP		38,154	1,184		1,183
IPPM		41,131		1,277	

Tableau 7 : Les valeurs de la statistique VIF (Allemagne)

	VIF(1)	VIF(2)	VIF(3)	VIF(4)
QTNAI	1,021			
RE	1,336	1,420	1,419	1,419
VMDIV	1,215	1,885	1,905	1,905
CR	1,103	1,223	1,223	1,223
QTAI1		1,021		
QTAI2			1,048	
QTAI3				1,048
EIDID		1,068	1,068	1,068
EI NLD		1,092	1,093	1,093
VMEX		1,263	1,262	1,262
IPPP		1,360	1,360	1,360
IPPM		1,311	1,313	1,313

Tableau 8 : Les valeurs de la statistique VIF (Royaume Uni)

	VIF(1)	VIF(2)	VIF(3)	VIF(4)	VIF(5)
QTNAI	1,002				
RE	1,016	2,623	2,588	2,569	2,585
VMDIV	1,023	1,101	1,106	1,098	1,093
CR	1,010	4,273	1,402		
QTAI1		1,070			
QTAI2			1,438	1,485	
QTAI3					1,053
EIDID		4,157		1,411	1,011
EI NLD		2,550	2,515	2,484	2,504
VMEX		1,178	1,177	1,194	1,144
IPPP		2,445	2,429	2,429	2,432
IPPM		2,402	2,400	2,400	2,404

Tableau 9 : Les valeurs de la statistique VIF (Etats Unis)

	VIF(1)	VIF(2)	VIF(3)	VIF(4)
QTNAI	1,225			
RE	1,111	1,572	1,569	1,564
VMDIV	1,085	1,166	1,225	1,166
CR	1,288	1,356	1,275	1,389
QTAI1		1,264		
QTAI2			1,2741	
QTAI3				1,347
EIDID		1,076	1,092	1,105
EI NLD		1,240	1,245	1,246
VMEX		1,271	1,275	1,255
IPPP		1,028	1,029	1,029
IPPM		1,075	1,078	1,073

Tableau 10 : Les valeurs de la statistique VIF (Tunisie)

	VIF(1)	VIF(2)	VIF(3)	VIF(4)
QTNAI	1,031			
RE	1,835	1,968	1,968	1,968
VMDIV	1,084	1,773	1,773	1,773
CR	1,749	1,901	1,902	1,901
QTAI1		1,246		
QTAI2			1,247	
QTAI3				1,246
EIDID		1,083	1,083	1,083
EI NLD		1,100	1,101	1,100
VMEX		1,249	1,248	1,249
IPPM		1,802	1,802	1,802

III. Statistique de multicolinéarité (VIF) déterminée pour les variables retenues dans le troisième modèle

	France	Allemagne	Royaume Uni	Etats Unis	Tunisie
ENA1	1,006	1,011	1,006	1,015	1,028
L	1,175	1,123	1,020	1,024	1,142
CUAI	1,182	1,006	1,409	1,029	1,871
VMEX	1,092	1,071	1,007	1,034	1,121
EIDID	1,141	1,149	1,016	1,037	1,043
EINLD	1,252	1,026	1,410	1,046	1,782

Annexe 5 : Tableaux récapitulatifs des résultats des trois modèles estimés

Tableau 3.1 : Estimation du modèle d'investissement en absence de fiscalité (version 1)

Variable explicative	Hypothèse testée	Signe prévu	France	Allemagne	Royaume Uni	Etats Unis	Tunisie
$IBIC_{i,t-1}$		-/+	1,207678 (0,838052)	0,400057 (0,483146)	0,506191*** (0,215118)	0,271996 (0,326468)	-0,797546 (2,028585)
CF	H1	+	0,094649 (0,127021)	0,180805*** (0,019714)	0,134369 (0,092764)	0,026765 (0,052400)	0,439290 (0,490604)
ENA	H3	+	0,401362 *** (0,121548)	0,016374 (0,055039)	0,088614 (0,087610)	0,039466*** (0,011433)	0,063886 (0,129254)
QTNAI	H4	+	-0,004905 (0,019538)	-0,001709 (0,001173)	0,023125 (0,018499)	0,003523 (0,005049)	0,001151 (0,003145)
CCNAI	H5	-	0,000580 (0,002863)	3,173582 (2,834450)	0,609946 (0,867108)	-0,544960 (0,586931)	1,150447 (2,100801)
C			-0,030481 (0,075193)	0,022410 (0,177121)	-0,011133 (0,055243)	0,124452** (0,061676)	0,055211 (0,088703)
T. W.S			291,101545	238,645886	72,074692	131,722752	31,610321
m_1			-1,390	-0,972	-0,185	-0,306	0,374
F/O			97/291	103/309	96/288	123/369	65/195

L'erreur standard est présentée entre parenthèse.
* Significatif à 10%, ** Significatif à 5% et *** Significatif à 1%.
T.W.S : Test Wald de significativité globale.
m_1 : Coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1 des résidus.
F/O : Firmes/Observations.

Tableau 3.2 : Estimation du modèle d'investissement en absence de fiscalité (version 2)

Variable explicative	Hypothèse testée	Signe prévu	France	Allemagne	Royaume Uni	Etats Unis	Tunisie
$IBIC_{i,t-1}$		-/+	1,199283 (0,886902)	0,109614 (0,321649)	0,174545 (0,380710)	0,426752* (0,239299)	-0,668709 (1,465955)
D	H2	+	0,057548 (0,074839)	0,043043*** (0,002129)	0,258940 (0,295951)	0,022016** (0,010451)	0,032102 (0,021822)
ENA	H3	+	0,341257*** (0,120700)	0,019413 (0,038744)	0,012896 (0,099695)	0,044185*** (0,008053)	0,254444*** (0,095780)
QTNAI	H4	+	-0,001134 (0,022366)	-0,000772 (0,001441)	0,020052 (0,024108)	0,001573 (0,004795)	0,004244 (0,003966)
CCNAI	H5	-	0,001569 (0,002258)	-0,006744 (0,284264)	-0,680939 (1,463518)	-1,022959 (0,759763)	0,192290 (0,303673)
C			-0,023722 (0,088041)	0,256735** (0,130362)	0,062772 (0,096134)	0,115029** (0,058603)	-0,017801 (0,088333)
T. W.S			226,718521	584,524899	10,885846	119,107134	243,810485
m_1			-1,313	0,317	0,835	-0,987	0,521
F/O			97/291	103/309	96/288	123/369	65/195

L'erreur standard est présentée entre parenthèse.
* Significatif à 10%, ** Significatif à 5% et *** Significatif à 1%.
T.W.S : Test Wald de significativité globale.
m_1 : Coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1 des résidus.
F/O : Firmes/Observations.

Tableau 3.3 : Estimation du modèle d'investissement après intégration de la fiscalité (France)

Variable explicative	Hypothèse testée	Signe prévu	Version 0	Version 1	Version 2	Version 3	Version 4	Version 5	Version 6	Version7
IBIC$_{i,t-1}$		-/+	1,199283 (0,886902)	1,260385 (0,855954)	1,361484 (0,939397)	1,252487 (0,858455)	0,849847 (0,576312)	1,194912** (0,630681)	1,107955* (0,632283)	1,196968* (0,666961)
D$_{i,t}$	H2	+	0,057548 (0,074839)	0,063994 (0,075334)	0,072133 (0,080133)	0,063032 (0,075060)	0,002585 (0,046071)	0,051429 (0,060322)	0,022973 (0,045244)	0,053693 (0,061850)
ENA$_{i,t}$	H3	+	0,341257*** (0,120700)	0,358881*** (0,116399)	0,377867*** (0,114568)	0,356786*** (0,116967)	0,409386*** (0,070726)	0,344903*** (0,112889)	0,339113 *** (0,090149)	0,343053*** (0,115342)
QTNAI$_{i,t}$	H4	+	-0,001134 (0,022366)							
CCNAI$_{i,t}$	H5	-	0,001569 (0,002258)							
QTAI1$_{i,t}$	H4	+		-0,004549 (0,012666)						
QTAI2$_{i,t}$	H4	+			-0,016126 (0,025238)					
QTAI3$_{i,t}$	H4	+				-0,003695 (0,011642)				
CUAI$_{i,t}$	H5	-					0,448121 *** (0,157313)			
TEMI$_{i,t}$	H6	-						-0,009109 (0,013717)		
EIDDA$_{i,t}$	H7	+							1,351656 (1,115017)	
VMEX$_{i,t}$	H8	-								0,013760 (0,040527)
C			-0,023722 (0,088041)	-0,025922 (0,086624)	-0,034082 (0,097892)	-0,025622 (0,086761)	-0,059099 (0,060325)	-0,020688 (0,072257)	-0,057049 (0,076516)	-0,025192 (0,082502)
T. W. S			226,718521	143,430111	102,693774	148,374403	226,245392	110,436875	184,358928	134,100639
m$_1$			-1,313	-1,369	-1,311	-1,362	-1,588	-1,632	-1,718	-1,607

L'erreur standard est présentée entre parenthèse.
* Significatif à 10%, ** Significatif à 5% et *** Significatif à 1%.
T.W.S : Test Wald de significativité globale.
m_1 : Coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1 des résidus

Tableau 3.4 : Estimation du modèle d'investissement après intégration de la fiscalité (Allemagne)

Variable explicative	Hypothèse testée	Signe prévu	Version 0	Version 1	Version 2	Version 3	Version 4	Version 5	Version 6	Version7
$IBIC_{i,t-1}$		-/+	0,109614	0,164582	0,163073	0,163073	0,394765	0,116930	0,266203	0,133496
			(0,321649)	(0,320697)	(0,328758)	(0,328758)	(0,260002)	(0,394260)	(0,382162)	(0,348001)
$D_{i,t}$	H2	+	0,043043***	0,042737 ***	0,042737 ***	0,042737 ***	0,040959***	0,043080 ***		0,043055***
			(0,002129)	(0,002189)	(0,002198)	(0,002198)	(0,002139)	(0,002511)		(0,002428)
$ENA_{i,t}$	H3	+	0,019413	0,019535	0,019756	0,019756	0,000997	0,025782	0,038245	0,025342
			(0,038744)	(0,040764)	(0,041830)	(0,041830)	(0,032508)	(0,049580)	(0,048525)	(0,045219)
$QTNAI_{i,t}$	H4	+	-0,000772							
			(0,001441)							
$CCNAI_{i,t}$	H5	-	-0,006744							
			(0,284264)							
$QTAI1_{i,t}$	H4	+		-0,000519						
				(0,000869)						
$QTAI2_{i,t}$	H4	+			-0,000223					
					(0,000667)					
$QTAI3_{i,t}$	H4	+				-0,000223				
						(0,000667)				
$CUAI_{i,t}$	H5	-					-0,469938***			
							(0,030732)			
$TEMI_{i,t}$	H6	-						0,045169		
								(0,098467)		
$EIDDA_{i,t}$	H7	+							0,475027***	
									(0,034512)	
$VMEX_{i,t}$	H8	-								-0,044445
										(0,068815)
C			0,256735**	0,149044*	0,148427*	0,148427*	0,200813***	0,142818**	0,086519	0,159652 *
			(0,130362)	(0,086666)	(0,086123)	(0,086123)	(0,063290)	(0,075573)	(0,091646)	(0,099522)
T. W. S			584,524899	535,498453	541,849398	541,849398	1264,965920	542,089550	626,030810	529,824947
m_1			0,317	0,160	0,162	0,162	1,783	0,228	-0,640	0,219

L'erreur standard est présentée entre parenthèse.
* Significatif à 10%, ** Significatif à 5% et *** Significatif à 1%.
T.W.S : Test Wald de significativité globale.
m_1 : Coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1 des résidus.

Tableau 3.5 : Estimation du modèle d'investissement après intégration de la fiscalité (Royaume Uni)

Variable explicative	Hypothèse testée	Signe prévu	Version 0	Version 1	Version 2	Version 3	Version 4	Version 5	Version 6	Version7
$IBIC_{i,t-1}$		-/+	0,174545 (0,380710)	0,194991 (0,384318)	0,133458 (0,401448)	0,204486 (0,379940)	2,546776 (3,689648)	0,195075 (0,383263)	2,854526 (4,503021)	0,218985 (0,379543)
$D_{i,t}$	H2	+	0,258940 (0,295951)	0,252572 (0,297148)	0,271197 (0,296095)	0,249068 (0,295471)	0,020109 (0,195625)	0,253396 (0,297866)	-0,000275 (0,230308)	0,244698 (0,298698)
$ENA_{i,t}$	H3	+	0,012896 (0,099695)	0,020496 (0,096556)	-0,015075 (0,094720)	0,021573 (0,093276)	-0,092033 (0,442224)	0,033601 (0,094045)	-0,043295 (0,405234)	0,067589 (0,106997)
$QTNAI_{i,t}$	H4	+	0,020052 (0,024108)							
$CCNAI_{i,t}$	H5	-	-0,680939 (1,463518)							
$QTAI1_{i,t}$	H4	+		0,013644 (0,015116)						
$QTAI2_{i,t}$	H4	+			-0,241036 (0,165672)					
$QTAI3_{i,t}$	H4	+				0,016360 (0,015280)				
$CUAI_{i,t}$	H5	-					-0,000575 (0,346151)			
$TEMI_{i,t}$	H6	-						0,008917 (0,027322)		
$EIDDA_{i,t}$	H7	+							-0,093323 (0,469999)	
$VMEX_{i,t}$	H8	-								-0,111758** (0,050687)
C			0,062772 (0,096134)	0,028945 (0,036222)	0,536990 (0,342519)	0,019112 (0,037698)	0,160011 (0,312870)	0,048336 (0,036731)	0,014830 (0,033729)	0,064217** (0,034073)
T. W. S			10,885846	10,791093	10,265785	11,445913	84,474506	6,251432	64,591667	24,255181
m_1			0,835	0,822	0,894	0,818	-0,421	0,827	-0,409	0,800

L'erreur standard est présentée entre parenthèse.
* Significatif à 10%, ** Significatif à 5% et *** Significatif à 1%.
T.W.S : Test Wald de significativité globale.
m_1 : Coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1 des résidus.

Tableau 3.6 : Estimation du modèle d'investissement après intégration de la fiscalité (Etats Unis)

Variable explicative	Hypothèse testée	Signe prévu	Version 0	Version 1	Version 2	Version 3	Version 4	Version 5	Version 6	Version7
$IBIC_{i,t-1}$		-/+	0.426752* (0.239299)	0.309500 (0.348666)	0.307809 (0.275319)	0.309830 (0.311891)	0.432334 (0.353234)	0.318738 (0.266506)	0.390552 (0.353963)	0.323608 (0.266293)
$D_{i,t}$	H2	+	0.022016** (0.010451)	0.015300* (0.008252)	0.015329** (0.007863)	0.015329** (0.007837)	0.014880 * (0.008042)	0.015443** (0.007565)	0.014992 * (0.008003)	0.015054** (0.007286)
$ENA_{i,t}$	H3	+	0.044185*** (0.008053)	0.050182*** (0.009117)	0.050129*** (0.008779)	0.050490 *** (0.010385)	0.048323 *** (0.010369)	0.049322*** (0.009300)	0.049124*** (0.009963)	0.047900 *** (0.009499)
$QTNAI_{i,t}$	H4	+	0.001573 (0.004795)							
$CCNAI_{i,t}$	H5	-	-1.022959 (0.759763)							
$QTAI1_{i,t}$	H4	+		-0.000084 (0.005701)						
$QTAI2_{i,t}$	H4	+			-0.000022 (0.002524)					
$QTAI3_{i,t}$	H4	+				0.015329 (0.007837)				
$CUAI_{i,t}$	H5	-					-0.055035 (0.052424)			
$TEMI_{i,t}$	H6	-						0.013345 (0.015124)		
$EIDDA_{i,t}$	H7	+							-0.163548 (0.242214)	
$VMEX_{i,t}$	H8	-								-0.023863 (0.022159)
C			0.115029** (0.058603)	0.094068 ** (0.045480)	0.094182 ** (0.041304)	0.094314*** (0.040381)	0.084334 * (0.048580)	0.088662 ** (0.041960)	0.087132 * (0.049261)	0.095533** (0.043734)
T.W. S			119.107134	151.263303	146.578811	149.359659	112.433490	146.248427	130.814140	132.303686
m_1			-0.987	-0.403	-0.506	-0.450	-0.710	-0.577	-0.618	-0.580

L'erreur standard est présentée entre parenthèse.
* Significatif à 10%, ** Significatif à 5% et *** Significatif à 1%.
T.W.S : Test Wald de significativité globale.
m_1 : Coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1 des résidus.

Tableau 3.7 : Estimation du modèle d'investissement après intégration de la fiscalité (Tunisie)

Variable explicative	Hypothèse testée	Signe prévu	Version 0	Version 1	Version 2	Version 3	Version 4	Version 5	Version 6	Version7
$IBIC_{i,t-1}$		-/+	-0,668709 (1,465955)	-1,185280 (0,993087)	-1,176275 (0,950370)	-1,185280 (0,993087)	1,006097 (1,800225)	2,108928 (0,845536)	0,888179 (1,646538)	-1,507288 (0,557724)
$D_{i,t}$	H2	+	0,032102 (0,021822)	0,038134 (0,098495)	0,038041 (0,097911)	0,038134 (0,098495)	0,009629 (0,018029)	-0,009163 (0,084837)	0,017729 (0,003975)	0,043205 (0,108491)
$ENA_{i,t}$	H3	+	0,254444*** (0,095780)	0,320533 (0,487394)	0,319813 (0,484640)	0,320533 (0,487394)	0,198319 (0,131496)	0,085438 (0,534877)	0,192432*** (0,141013)	0,346909 (0,515199)
$QTNAI_{i,t}$	H4	+	0,004244 (0,003966)							
$CCNAI_{i,t}$	H5	-	0,192290 (0,303673)							
$QTAI1_{i,t}$	H4	+		0,002525 (0,005654)						
$QTAI2_{i,t}$	H4	+			0,001695 (0,003660)					
$QTAI3_{i,t}$	H4	+				0,002525 (0,005654)				
$CUAI_{i,t}$	H5	-					-0,510371 (1,306053)			
$TEMI_{i,t}$	H6	-						0,354975 (1,387184)		
$EIDDA_{i,t}$	H7	+							-2,257005 (0,623268)	
$VMEX_{i,t}$	H8	-								0,193891 (0,553535)
C			-0,017801 (0,088333)	0,244395 (0,853903)	0,242855 (0,848398)	0,244395 (0,853903)	0,058106 (0,055934)	-0,210936 (0,945823)	0,044031 (0,101680)	0,259075 (0,847854)
T.W.S			243,810485	93,942090	95,555041	93,942090	174,830326	25,217089	230,024478	59,133404
m_1			0,521	0,181	0,181	0,181	-0,477	-0,376	-0,423	0,201

L'erreur standard est présentée entre parenthèse.
* Significatif à 10%, ** Significatif à 5% et *** Significatif à 1%.
T.W.S : Test Wald de significativité globale.
m_1 : Coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1 des résidus.

Tableau 3.8 : Estimation des modèles expliquant l'investissement par pays

Variable explicative	Signe prévu	France	Allemagne	Royaume Uni	Etats Unis	Tunisie
$IBIC_{i,t-1}$	-/+	0,848155 (0,556887)	0,508122* (0,294057)	0,519114*** (0,160521)	0,307706 (0,269758)	0,673442 (1,171237)
$D_{i,t}$	+				0,015330** (0,007847)	
$ENA_{i,t}$	+	0,412981*** (0,036435)			0,050089*** (0,009377)	0,191032* (0,110295)
$CUAI_{i,t}$	-	0,448687*** (0,153430)	-0,313137*** (0,014080)			
$EIDDA_{i,t}$	+		0,442549*** (0,010620)			
$VMEX_{i,t}$	-			-0,086796*** (0,029703)		
C		-0,058755 (0,056766)	0,107535 (0,067664)	0,083448** (0,037146)	0,094130** (0,043320)	0,037022 (0,158247)
T. W. S		228,318756	94222,111675	29,210131	145,106211	7,209542
m_1		-1,613	-0,336	0,381	-0,521	-0,373
F/O		97/291	103/309	96/288	123/369	65/195

L'erreur standard est présentée entre parenthèse.
* Significatif à 10%, ** Significatif à 5% et *** Significatif à 1%.
T.W.S : Test Wald de significativité globale.
m_1 : Coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1 des résidus.

Tableau 3.9 : Vérification de l'effet global de la fiscalité sur l'investissement

Variable explicative	Hypothèse testée	Signe prévu	France				Allemagne			Royaume Uni			
			Version 1	Version 2	Version 3	Version 4	Version 1	Version 2	Version3	Version 1	Version 2	Version 3	Version 4
$IBIC_{i,t-1}$		-/+	0,843755	0,914142	0,833902	1,120500 *	0,399070	0,407415	0,278460	2,509918	2,588346	2,563187	2,871426
			(0,781796)	(0,867935)	(0,782389)	(0,667314)	(0,266258)	(0,272498)	(0,426334)	(3,561919)	(3,369159)	(3,763288)	(4,596511)
$D_{i,t}$	H2	+	0,001943	0,008835	0,000940	0,023156	0,040943***	0,040900		0,026822	0,018030	0,024017	-0,000807
			(0,063532)	(0,068844)	(0,063237)	(0,048443)	(0,002142)	(0,002157)		(0,193507)	(0,199002)	(0,196646)	(0,232924)
$ENA_{i,t}$	H3	+	0,408101***	0,420238***	0,406031***	0,343801***	0,000392	-0,000754	0,041298	-0,053457	-0,103686	-0,075045	-0,053371
			(0,062774)	(0,066904)	(0,062456)	(0,089835)	(0,033380)	(0,034212)	(0,058428)	(0,348097)	(0,344643)	(0,396336)	(0,449047)
$QTAI1_{i,t}$	H4	+	0,000311				-0,000266			-0,037052			
			(0,011270)				(0,000842)			(0,086904)			
$QTAI2^{1}_{i,t}$	H4	+		-0,005056				-0,000404			-0,043400		
				(0,022694)				(0,000635)			(0,451629)		
$QTAI3^{2}_{i,t}$	H4	+			0,000733							-0,024581	
					(0,010348)							0,070200	
$CUAI_{i,t}$	H5	-	0,448860***	0,438413***	0,450027***		-0,469810***	-0,469824***		-2,959080	-3,067339	-3,042730	
			(0,171066)	(0,186956)	(0,170201)		(0,030818)	(0,030564)		(6,179298)	(5,845675)	(6,511667)	
$TEMI_{i,t}$	H6	-				-0,002321			-0,022921				0,018748
						(0,012230)			(0,075556)				(0,175927)
$EIDDA_{i,t}$	H7	+				1,440463			0,529816***				-11,176263
						(1,294052)			(0,130123)				(24,911768)
$VMEX_{i,t}$	H8	-				0,008083			-0,063168				0,028450
						(0,036571)			(0,060737)				(0,218977)
C			-0,058898	-0,062058	-0,058556	-0,058762	0,201204***	0,201116	0,093558	0,217061	0,250042	0,208723	0,006502
			(0,066365)	(0,074110)	(0,066341)	(0,084757)	(0,063143)	(0,063710)	(0,081649)	(0,438428)	(0,688215)	(0,450164)	(0,075236)
T. W. S			245,554856	222,078163	249,314161	238,496340	1281,241620	1323,26886	763,863284	93,798983	87,656591	91,334303	68,330247
T. W. S.U.1			10,439777	10,248853	10,438256		276,793428	276,878882		0,260268	1,240620	0,429790	
T. W. S.U.2						1,464310			36,285991				0,797502
m_1			-1,195	-1,164	-1,180	-1,706	1,727	1,674	-0,544	-0,426	-0,451	-0,419	-0,405
F/O			97/291	97/291	96/288	96/288	96/288	96/288	103/309	96/288	96/288	96/288	96/288

Tableau 3.9 : Vérification de l'effet global de la fiscalité sur l'investissement (suite)

Variable explicative	Hypothèse testée	Signe prévu	Etats Unis				Tunisie		
			Version 1	Version 2	Version 3	Version 4	Version 1	Version 2	Version 3
$IBIC_{i,t-1}$		-/+	0,490063	0,439816	0,473037	0,355533	-1,554163	-1,494638	2,411532
			(0,525146)	(0,369472)	(0,455461)	(0,457021)	(3,28307)	(3,558999)	(5,124122)
$D_{i,t}$	H2	+	0,014075	0,014809	0,014829	0,016077*	0,239816	0,239210	0,024654
			(0,009125)	(0,008077)	(0,008015)	(0,008651)	(3,802496)	(3,784311)	(0,035758)
$ENA_{i,t}$	H3	+	0,050456***	0,049959	0,053568	0,042891***	0,986378	0,984291	0,193892
			(0,009345)	(0,009010)	(0,012134)	(0,011030)	(1,073130)	(1,013999)	(0,255839)
$QTAI1_{i,t}$	H4	+	-0,002094				0,005196		
			(0,007398)				(0,070110)		
QTAI2[1] $_{i,t}$	H4	+		-0,000938				0,003339	
				(0,003097)				(0,043940)	
QTAI3[2] $_{i,t}$	H4	+			-0,003113				
					(0,009159)				
$CUAI_{i,t}$	H5	-	-0,060739	-0,056412	-0,060354		1,161049	1.119592	
			(0,069261)	(0,055473)	(0,065099)		(2,29480)	(2.105732)	
$TEMI_{i,t}$	H6	-				0,005532			0,365496
						(0,013966)			(0,667624)
$EIDDA_{i,t}$	H7	+				-0,175997			-6,410736
						(0,251047)			(13,897992)
$VMEX_{i,t}$	H8	-				-0,009254			0,012893
						(0,019960)			(0,239185)
C			0,081786	0,086287	0,085873	0,087986*	0,686911	0,685170	-0,117767
			(0,055670)	(0,045055)	(0,045264)	(0,053709)	(1,910621)	(1,866322)	(0,328265)
T. W. S			126,609722	121,57906	139,92077	142,522667	0,752872	0,757230	129,34677
T. W. S.U.1			1,741707	1,501013	1,999579		0,005721	0,006051	
T. W. S.U.2						0,728498			3,267451
m_1			-0,577	-0,691	-0,625	-0,445	0,051	0,052	-0,401
F/O			123/369	123/369	123/369	123/369	65/195	65/195	65/195

L'erreur standard est présentée entre parenthèse.
* Significatif à 10%, ** Significatif à 5% et *** Significatif à 1%.
T,W,S : Test de Wald de significativité globale.
m_1 : Coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1 des résidus.
F/O : Firmes/Observations.
T. W. S.U.1 : Test de Wald selectd par users pour les variables QTAI (selon la mesure adoptée) et CUAI.
T. W. S.U.2: Test de Wald selectd par users pour les variables TEMI, EIDDA, VMEX.

Tableau 3.10 : Estimation du modèle de financement en absence de fiscalité

Variable explicative	Hypothèse testée	Signe prévu	France	Allemagne	Royaume Uni	Etats Unis	Tunisie
$L_{i,t-1}$		+/-	0,840481*** (0,142678)	0,833495*** (0,250683)	1,014798*** (0,238358)	0,441715*** (0,137388)	0,780109 *** (0,090755)
$QTNAI_{i,t}$	H1	-	0,008864 ** (0,004472)	0,001394*** (0,000540)	0,001650 (0,003647)	0,002982 (0,014356)	-0,003447* (0,002034)
$RE_{i,t}$	H2	-	-0,235797*** (0,097345)	-0,065947 (0,097500)	0,017457*** (0,002335)	-0,374387 (0,434458)	0,052066 (0,091479)
$VMDIV_{i,t}$	H3	-	-0,017288 (0,025839)	-0,001133 (0,022365)	-0,003372 (0,018486)	0,018379 (0,028742)	-0,025909* (0,016016)
$CR_{i,t}$	H4	-	0,001298 (0,001828)	-0,011314 (0,013611)	0,000026 (0,000052)	-0,050062* (0,027400)	-0,147898 *** (0,050747)
C			0,043251 (0,039251)	0,050347 (0,088129)	0,017017 (0,027901)	0,251334*** (0,072265)	0,171561*** (0,065618)
T. W.S			138,307301	102,364561	124,830100	54,014246	511,691690
m_1			-1,291	-0,696	-0,914	1,955	1,238
F/O			97/291	103/309	96/288	123/369	65/195

L'erreur standard est présentée entre parenthèse.
* Significatif à 10%, ** Significatif à 5% et *** Significatif à 1%.
T.W.S : Test Wald de significativité globale.
m_1 : Coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1 des résidus.
F/O : Firmes/Observations.

Tableau 3.11 : Estimation du modèle de financement après ajustements fiscaux du ratio q de Tobin

	France				Allemagne			Royaume Uni			
Variable explicative	Version 0	Version 1	Version 2	Version 3	Version 0	Version 1	Version 3	Version 0	Version 1	Version 2	Version 3
$L_{i,t-1}$	0,840481***	0,846563 ***	0,845318 ***	0,846375***	0,833495***	0,834538***	0,835194 ***	1,014798***	1,015563***	0,992389***	
	(0,142678)	(0,142541)	(0,142734)	(0,142551)	(0,250683)	(0,250241)	(0,251491)	(0,238358)	(0,238394)	(0,233203)	1,017175***
											(0,239769)
$QTNAI_{i,t}$	0,008864 **				0,001394***			0,001650			
	(0,004472)				(0,000540)			(0,003647)			
$RE_{i,t}$	-0,235797***	-0,223621**	-0,208567**	-0,223949**	-0,065947	-0,066664	-0,064577	0,017457***	0,017413 ***	0,019768***	0,017368***
	(0,097345)	(0,098070)	(0,097596)	(0,098126)	(0,097500)	(0,097503)	(0,097490)	(0,002335)	(0,002324)	(0,002313)	(0,002290)
$VMDIV_{i,t}$	-0,017288	-0,016359	-0,016511	-0,016753	-0,001133	-0,000073	-0,002527	-0,003372	-0,003288	-0,004880	-0,003393
	(0,025839)	(0,026083)	(0,026282)	(0,026078)	(0,022365)	(0,022161)	(0,022831)	(0,018486)	(0,018503)	(0,018153)	(0,018537)
$CR_{i,t}$	0,001298	0,001255	0,001236	0,001257	-0,011314	-0,011273	-0,011319	0,000026	0,000026	0,000113*	0,000026
	(0,001828)	(0,001847)	(0,001868)	(0,001846)	(0,013611)	(0,013621)	(0,013550)	(0,000052)	(0,000052)	(0,000067)	(0,000052)
$QTAI1_{i,t}$		0,004000				0,000865***			0,000403		
		(0,002561)				(0,000329)			(0,002455)		
$QTAI2^{1}_{i,t}$			0,004705				0,000624**			-0,099095*	
			(0,004561)				(0,000277)			(0,057820)	
$QTAI3^{2}_{i,t}$				0,003699							0,000805
				(0,002337)							(0,002172)
C	0,043251	0,043316	0,045062	0,043628	0,050347	0,049588	0,050359	0,017017	0,018141	0,219731*	0,017182
	(0,039251)	(0,039487)	(0,039817	(0,039502)	(0,088129)	(0,087948)	(0,088384)	(0,027901)	(0,027872)	(0,119872)	(0,027788)
T. W.S	138,307301	138,171203	132,164043	137,751097	102,364561	103,325546	101,065091	124,830100	129,107613	143,483587	130,020557
m_1	-1,291	-1,335	-1,319	-1,333	-0,696	-0,686	-0,741	-0,914	-0,923	-0,901	-0,918
F/O	97/291	97/291	97/291	97/291	103/309	103/309	103/309	96/288	96/288	96/288	96/288

L'erreur standard est présentée entre parenthèse.
* Significatif à 10%, ** Significatif à 5% et *** Significatif à 1%.
T.W.S : Test Wald de significativité globale.
m_1 : Coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1 des résidus.
F/O : Firmes/Observations.

Tableau 3.11 : Estimation du modèle de financement après ajustements fiscaux du ratio q de Tobin *(suite)*

	Etats Unis				Tunisie		
Variable explicative	Version 0	Version 1	Version 2	Version 3	Version 0	Version 1	Version 3
$L_{i,t-1}$	0,441715***	0,439525***	0,445292 ***	0,448763***	0,780109 ***	0,780605 ***	0,780430***
	(0,137388)	(0,136514)	(0,136228)	(0,135359)	(0,090755)	(0,090697)	(0,090718)
$QTNAI_{i,t}$	0,002982				-0,003447*		
	(0,014356)				(0,002034)		
$RE_{i,t}$	-0,374387	-0,368698	-0,388484	-0,395820	0,052066	0,052765	0,052518
	(0,434458)	(0,430843)	(0,442101)	(0,431845)	(0,091479)	(0,091072)	(0,091213)
$VMDIV_{i,t}$	0,018379	0,018214	0,014936	0,020311	-0,025909*	-0,025742*	-0,025801*
	(0,028742)	(0,028820)	(0,027391)	(0,029400)	(0,016016)	(0,016022)	(0,016020)
$CR_{i,t}$	-0,050062*	-0,050876 *	-0,048543*	-0,047765*	-0,147898 ***	-0,147863***	-0,147873 ***
	(0,027400)	(0,027656)	(0,027871)	(0,027584)	(0,050747)	(0,050656)	(0,050688)
$QTAI1_{i,t}$		0,001203				-0,002282*	
		(0,009249)				(0,001317)	
QTAI2[1] $_{i,t}$			0,003013				-0,001474 *
			(0,008481)				(0,000857)
QTAI3[2] $_{i,t}$				0,006156			
				(0,012103)			
C	0,251334***	0,255067 ***	0,246257***	0,237011***	0,171561***	0,171060***	0,171238***
	(0,072265)	(0,072286)	(0,073673)	(0,070885	(0,065618)	(0,065543)	(0,065569)
T. W . S	54,014246	54,753033	33,554960	31,430139	511,691690	514,002189	513,210932
m_1	1,955	1,952	2,007	2,027	1,238	1,224	1,229
F/O	123/369	123/369	123/369	123/369	65/195	65/195	65/195

L'erreur standard est présentée entre parenthèse.
* Significatif à 10%, ** Significatif à 5% et *** Significatif à 1%.
T.W.S : Test Wald de significativité globale.
m_1 : Coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1 des résidus.
F/O : Firmes/Observations.

Tableau 3.12: Estimation du modèle de financement après intégration de la fiscalité (France)

Variable explicative	Hypothèse testée	Signe prévu	Version 0	Version 1	Version 2	Version 3	Version 4	Version 5
$L_{i,t-1}$		+/-	0,840481*** (0,142678)	0,774253*** (0,148184)	0,843075 *** (0,142007)	0,820877*** (0,152534)	0,839877 *** (0,142282)	0,839248*** (0,141323)
$QTNAI_{i,t}$	H1	-	0,008864 ** (0,004472)	0,005241 (0,004716)	0,009415 ** (0,004438)	0,009132** (0,004607)	0,008722** (0,004501)	0,008785** (0,004500)
$RE_{i,t}$	H2	-	-0,235797*** (0,097345)	-0,198947 ** (0,094355)	-0,241660 *** (0,100992)	-0,282655*** (0,111333)	-0,234462 *** (0,098194)	-0,235223*** (0,097862)
$VMDIV_{i,t}$	H3	-	-0,017288 (0,025839)	-0,033583 (0,025457)	-0,011268 (0,022235)	-0,023846 (0,027515)	-0,015837 (0,026759)	-0,015995 (0,027237)
$CR_{i,t}$	H4	-	0,001298 (0,001828)	0,003783* (0,002056)	0,000891 (0,001508)	0,001229 (0,001703)	0,001236 (0,001876)	0,001252 (0,001880)
$EIDID_{i,t}$	H5	+		-0,125654*** (0,045399)				
$EI\ NLD_{i,t}$	H6	-			0,224097 (0,249231)			
$VMEX_{i,t}$	H7	-				-0,024922 (0,023733)		
$IPPP_{i,t}$	H8	-					0,009589 (0,015672)	
$IPPM_{i,t}$	H8	-						0,007539 (0,019139)
C			0,043251 (0,039251)	0,069800* (0,040162)	0,028308 (0,033254)	0,057497 (0,045265)	0,037805 (0,043104)	0,039183 (0,044302)
T. W.S			138,307301	218,008514	152,415256	207,375738	137,806949	139,229792
m_1			-1,291	-1,245	-1,482	-1,182	-1,283	-1,292

L'erreur standard est présentée entre parenthèse.
* Significatif à 10%, ** Significatif à 5% et *** Significatif à 1%.
T.W.S : Test Wald de significativité globale.
m_1 : Coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1 des résidus.

Tableau 3.13 : Estimation du modèle de financement après intégration de la fiscalité (Allemagne)

Variable explicative	Hypothèse testée	Signe prévu	Version 0	Version 1	Version 2	Version 3	Version 4	Version 5
$L_{i,t-1}$		+/-	0,833495***	0,791010 ***	0,833566***	0,853564 ***	0,834030***	0,831040***
			(0,250683)	(0,277045)	(0,251122)	(0,242226)	(0,250294)	(0,259643)
$QTNAI_{i,t}$	H1	-	0,001394***	0,001328 ***	0,001353 ***	0,001354 ***	0,001398***	0,001399***
			(0,000540)	(0,000503)	(0,000582)	(0,000549)	(0,000541)	(0,000552)
$RE_{i,t}$	H2	-	-0,065947	-0,099742	-0,061472	-0,095140	-0,065191	-0,068147
			(0,097500)	(0,088513)	(0,094811)	(0,098477)	(0,098465)	(0,098625)
$VMDIV_{i,t}$	H3	-	-0,001133	-0,009386	-0,000730	-0,008628	0,000131	-0,002045
			(0,022365)	(0,027495)	(0,022890)	(0,024110)	(0,021630)	(0,024883)
$CR_{i,t}$	H4	-	-0,011314	-0,011422	-0,010564	-0,012874	-0,011231	-0,011182
			(0,013611)	(0,013419)	(0,014139)	(0,013439)	(0,013557)	(0,013415)
$EIDID_{i,t}$	H5	+		-0,384299				
				(0,327377)				
$EI\ NLD_{i,t}$	H6	-			-0,103813			
					(0,203638)			
$VMEX_{i,t}$	H7	-				-0,037625*		
						(0,021575)		
$IPPP_{i,t}$	H8	-					0,002147	
							(0,007345)	
$IPPM_{i,t}$	H8	-						-0,002248
								(0,011701)
C			0,050347	0,081993	0,055293	0,056531	0,046513	0,055009
			(0,088129)	(0,110004)	(0,082463)	(0,088748)	(0,086058)	(0,106090)
T.W. S			102,364561	186,259589	104,442306	120,461007	111,485237	133,899188
m_1			-0,696	-0,504	-0,722	-0,826	-0,706	-0,676

L'erreur standard est présentée entre parenthèse.
* Significatif à 10%, ** Significatif à 5% et *** Significatif à 1%.
T.W.S : Test Wald de significativité globale.
m_1 : Coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1 des résidus.

Tableau 3.14 : Estimation du modèle de financement après intégration de la fiscalité (Royaume Uni)

Variable explicative	Hypothèse testée	Signe prévu	Version 0	Version 1	Version 2	Version 3	Version 4	Version 5
$L_{i,t-1}$		+/-	1,014798*** (0,238358)	1,006131*** (0,238899)	1,024351*** (0,241442)	1,019660*** (0,238578)	1,017280 *** (0,237901)	1,004925*** (0,230001)
$QTNAI_{i,t}$	H1	-	0,001650 (0,003647)	0,001632 (0,003688)	0,001321 (0,003691)	0,001380 (0,003736)	0,001025 (0,004176	0,002261 (0,003929)
$RE_{i,t}$	H2	-	0,017457*** (0,002335)	0,017785*** (0,002443)	0,031476*** (0,008825)	-0,001550*** (0,018721)	0,017641*** (0,002361)	0,017502 *** (0,002369)
$VMDIV_{i,t}$	H3	-	-0,003372 (0,018486)	-0,002326 (0,018429)	-0,005190 (0,018330)	-0,001550 (0,018721)	-0,003907 (0,018311)	-0,003336 (0,018483)
$CR_{i,t}$	H4	-	0,000026 (0,000052)		0,000019 (0,000048)	0,000031 (0,000055)	0,000027 (0,000052)	0,000025 (0,000052)
$EIDID_{i,t}$	H5	+		-0,000655 (0,000724)				
$EI\ NLD_{i,t}$	H6	-			-0,098966* (0,059187)			
$VMEX_{i,t}$	H7	-				0,008658 (0,011831)		
$IPPP_{i,t}$	H8	-					0,006493 (0,017572)	
$IPPM_{i,t}$	H8	-						-0,015442 (0,032471)
C			0,017017 (0,027901)	0,017424 (0,028520)	0,021654 (0,026571)	0,013872 (0,028439)	0,012743 (0,027193)	0,036049 (0,043588)
T. W. S			124,830100	174,284100	115,085467	133,850716	135,064037	127,963905
m_1			-0,914	-0,908	-0,935	-0,925	-0,913	-0,948

L'erreur standard est présentée entre parenthèse.
* Significatif à 10%, ** Significatif à 5% et *** Significatif à 1%.
T.W.S : Test Wald de significativité globale.
m_1 : Coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1 des résidus.

Tableau 3.15 : Estimation du modèle de financement après intégration de la fiscalité (Etats Unis)

Variable explicative	Hypothèse testée	Signe prévu	Version 0	Version 1	Version 2	Version 3	Version 4	Version 5
$L_{i,t-1}$		+/-	0,441715*** (0,137388)	0,421885*** (0,136329)	0,442255 (0,137128)	0,439308 *** (0,139884)	0,454435*** (0,130506)	0,439332*** (0,138074)
$QTNAI_{i,t}$	H1	-	0,002982 (0,014356)	0,002291 (0,014030)	0,003059 (0,014481)	0,004768 (0,014901)	0,003264 (0,014490)	0,002765 (0,014491)
$RE_{i,t}$	H2	-	-0,374387 (0,434458)	-0,397827 (0,425735)	-0,371715 (0,428679)	-0,431484 (0,447813)	-0,378084 (0,433781)	-0,375805 (0,434560)
$VMDIV_{i,t}$	H3	-	0,018379 (0,028742)	0,012292 (0,027659)	0,018271 (0,028707)	0,017125 (0,028714)	0,018045 (0,028567)	0,017147 (0,028937)
$CR_{i,t}$	H4	-	-0,050062* (0,027400)	-0,050698* (0,027173)	-0,050011 (0,027429)	-0,050894* (0,027431)	-0,049322* (0,026735)	-0,049921* (0,027480)
$EIDID_{i,t}$	H5	+		-0,241664*** (0,103178)				
$EI\ NLD_{i,t}$	H6	-			0,088719 (0,820445)			
$VMEX_{i,t}$	H7	-				0,064997 (0,051227)		
$IPPP_{i,t}$	H8	-					0,002715 (0,011440)	
$IPPM_{i,t}$	H8	-						0,022669 (0,053211)
C			0,251334*** (0,072265)	0,277725 (0,076737)	0,246604 (0,086053)	0,265637*** (0,075547)	0,244333 *** (0,067788)	0,229246 *** (0,097541
T. W. S			54,014246	77,933099	54,188774	57,638962	57,078755	54,842457
m_1			1,955	1,955	1,957	1,962	2,059	1,960

L'erreur standard est présentée entre parenthèse.
* Significatif à 10%, ** Significatif à 5% et *** Significatif à 1%.
T.W.S : Test Wald de significativité globale.
m_1 : Coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1 des résidus.

Tableau 3.16 : Estimation du modèle de financement après intégration de la fiscalité (Tunisie)

Variable explicative	Hypothèse testée	Signe prévu	Version 0	Version 1	Version 2	Version 3	Version 4
$L_{i,t-1}$		+/-	0,780109 ***	0,769212 ***	0,784652***	0,774954***	0,778495***
			(0,090755)	(0,095378)	(0,087446)	(0,090510)	(0,092005)
$QTNAI_{i,t}$	H1	-	-0,003447*	-0,003187	-0,003705*	-0,002315	-0,003474*
			(0,002034)	(0,002017)	(0,002010)	(0,002162)	(0,001979)
$RE_{i,t}$	H2	-	0,052066	0,033391	0,053260	0,057512	0,075157
			(0,091479)	(0,101633)	(0,085390)	(0,079518)	(0,084664)
$VMDIV_{i,t}$	H3	-	-0,025909*	-0,027319*	-0,025943 *	-0,022533	-0,003520
			(0,016016)	(0,016347)	(0,015979)	(0,016486)	(0,016073)
$CR_{i,t}$	H4	-	-0,147898 ***	-0,151342***	-0,147845***	-0,154872***	-0,147923***
			(0,050747)	(0,049391)	(0,050113)	(0,051361)	(0,049142)
$EIDID_{i,t}$	H5	+		3,967758			
				(3,274532)			
$EI\ NLD_{i,t}$	H6	-			0,137112		
					(0,185999)		
$VMEX_{i,t}$	H7	-				0,037002	
						(0,023469)	
$IPPM_{i,t}$	H8	-					0,022038
							(0,013892)
C			0,171561***	0,175964 ***	0,163654***	0,165208***	0,144600 ***
			(0,065618)	(0,066904)	(0,060312)	(0,064393)	(0,058380)
T. W. S			511,691690	861,221723	541,917371	515,473311	570,470698
m_1			1,238	1,452	1,031	1,198	0,945

L'erreur standard est présentée entre parenthèse.
* Significatif à 10%, ** Significatif à 5% et *** Significatif à 1%.
T.W.S : Test Wald de significativité globale.
m_1 : Coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1 des résidus.

Tableau 3.17 : Estimation des modèles expliquant l'endettement par pays

Variable explicative	Hypothèse testée	Signe prévu	France	Allemagne	Royaume Uni	Etats Unis	Tunisie
$L_{i,t-1}$		+/-	0,830898 *** (0,124211)	0.866193 *** (0.232958)	0,999205 *** (0,233971)	0,449456*** (0,129585)	0,786002 *** (0,085325)
$RE_{i,t}$	H2	-	-0,231717*** (0,097735)	-0.160181 (0.108704)	0,032268*** (0,008802)	-0,673321* (0,419249)	
$CR_{i,t}$	H4	-	0,003409 * (0,002116)		0,000103* (0,000061)		-0,139298 *** (0,048632)
$QTAI2_{i,t}$	H1	-		0.000611*** (0.000251)	-0,098332* (0,056754)		-0,001590** (0,000809)
$EIDID_{i,t}$	H5	+	-0,111845*** (0,037856)			-0,241434** (0,106951)	
$EINLD_{i,t}$	H6	-			-0,091858 * (0,056870)		
$VMEX_{i,t}$	H7	-		-0.030837 * (0.019073)			
C			0,040741* (0,021938)	0.046588 (0.073204)	0,216743 * (0,116651)	0,211430*** (0,064496)	0,155085 *** (0,058444)
T. W.S			167,805483	62.130211	172,374864	27,780299	475,468940
m_1			-1,524	-0.892	-0,937	1,915	1,467
F/O			97/291	103/309	96/288	123/369	65/195

L'erreur standard est présentée entre parenthèse.
* Significatif à 10%, ** Significatif à 5% et *** Significatif à 1%.
T.W.S : Test Wald de significativité globale.
m_1 : Coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1 des résidus.
F/O : Firmes/Observations.

Tableau 3.18 : Vérification de l'effet global de la fiscalité sur l'endettement

Variable explicative	Hypothès testée	Signe prévu	France			Allemagne		Royaume Uni		Etats Unis		Tunisie	
			Version 1	Version 2	Version 3	Version 1	Version 2	Version 1	Version 2	Version 1	Version 2	Version 1	Version 2
$L_{i,t-1}$		+/-	0,770480***	0,770146***	0,770214***	0,814872***	0,813777***	1,024349***	0,995487***	0,459100***	0,469779***	0,766492***	0,766444***
			(0,152809)	(0,152319)	(0,151118)	(0,275260)	(0,283171)	(0,242817)	(0,235721)	(0,137197)	(0,131191)	(0,091916)	(0,092744)
$QTNAI_{i,t}$	H1	-	0,005778	0,005713	0,005762	0,001264**	0,001265 **	0,000873	0,000243	0,005007	0,004822	-0,002247	-0,002425
			0,004680	(0,004697)	(0,004692)	(0,000552)	(0,000559)	(0,003822)	(0,004290)	(0,013881)	(0,014071)	(0,002164)	(0,002142)
$RE_{i,t}$	H2	-	-0,222774**	-0,222289**	-0,222713**	-0,109714	-0,110743	0,036031***	0,034974 ***	-0,734207*	-0,734530**	0,037209	0,057665
			(0,106958)	(0,107443)	(0,107141)	(0,089530)	(0,097203)	(0,009927)	(0,009776)	(0,441241)	(0,437768)	(0,083330)	(0,076816)
$VMDIV_{i,t}$	H3	-	-0,032740	-0,032199	-0,032551	-0,012888	-0,013506	-0,002246	-0,004368	0,017985	0,016075	-0,024186	-0,004778
			(0,023647)	(0,024446)	(0,024903)	(0,028049)	(0,031481)	(0,018476)	(0,018231)	(0,027075)	(0,027041)	(0,016972	(0,016093)
$CR_{i,t}$	H4	-	0,003449 *	0,003426*	0,003442*	-0,011714	-0,011680			0,000229	0,000240	-0,158733***	-0,157932***
			(0,001901)	(0,001928)	(0,001928)	(0,013601)	(0,013477)			(0,000591)	(0,000590)	(0,048641	(0,047209)
$EIDID_{i,t}$	H5	+	-0,119712*	-0,119691***	-0,119736 ***	-0,305982	-0,306699	-0,000696	-0,000661	-0,220205**	-0,217430***	4,530530	4,415865
			(0,042189)	(0,042231)	(0,042111)	(0,323032)	(0,324503)	(0,000711)	(0,000701)	(0,098730)	(0,095692)	(3,441059	(3,405299)
$EINLD_{i,t}$	H6	-	0,103602	0,101262	0,102748	-0,119166	-0,119659	-0,120654	-0,105087	0,169096	0,157953	0,119591	0,135561
			(0,204356)	(0,207051)	(0,208295)	(0,203975)	(0,201824)	(0,066587)	(0,064688)	(0,803128)	(0,800114)	(0,191188	(0,192442)
$VMEX_{i,t}$	H7	-	-0,010304	-0,010379	-0,010340	-0,028350	-0,028365	0,011331*	0,011471*	-0,041901	-0,041193	0,036863	0,033058
			(0,020132)	(0,020118)	(0,020043)	(0,019502)	(0,019482)	(0,011828)	(0,012241)	(0,047299)	(0,046765)	(0,024266	(0,024104)
$IPPP_{i,t}$	H8	-		0,004106			-0,000445		0,032505		0,002017		
				(0,017887)			(0,009717)		(0,025941)		(0,007865)		
$IPPM_{i,t}$	H8	-			0,001313	0,085882	0,000837		-0,061901		0,020447		0,019410
					(0,021546)	(0,103774)	(0,013047)		(0,051535)		(0,033482)		(0,014224)
C			0,067525*	0,065387	0,066899		0,088497	0,019030	0,073085	0,192758***	0,156115 *	0,163364***	0,139224***
			(0,039667)	(0,043242)	(0,044285)		(0,125232)	(0,027621)	(0,056985)	(0,062936)	(0,083406)	(0,060056	(0,053805)
T. W. S			271,841479	270,238238	273,299588	191,325617	1953,10748	260,374415	284,175149	61,972202	67,129792	1039,353972	1102,688613
T. W. S.U.1			8,073777			3,874080		6,629338		5,342066		4,613885	
T. W. S.U.2				8,709581	8,621669		4,160802		8,095572		6,045077		5,656661
m_1			-1,270	-1,273	-1,286	-0,635	-0,623	-0,955	-0,954	2,016	2,135	1,310	1,070
F/O			97/291	97/291	97/291	103/309	103/309	96/288	96/288	123/369	123/369	65/195	65/195

L'erreur standard est présentée entre parenthèse.
* Significatif à 10%, ** Significatif à 5% et *** Significatif à 1%.
T.W.S : Test de Wald de significativité globale.
m_1 : Coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1 des résidus.
F/O : Firmes/Observations.
T. W. S.U.1 : Test de Wald selectd par users pour les variables EIDID, EINLD et VMEX.
T. W. S.U.2: Test de Wald selectd par users pour les variables EIDID, EINLD, VMEX, IPPP et IPPM.

Tableau 3.19 : Estimation du modèle de la valeur de la firme

Variable explicative	France	Allemagne	Royaume Uni	Etats Unis	Tunisie
$VF_{i,t-1}$	1,143913 *** (0,157444)	1,033590 (0,236120)	1,255479 (0,302356)	1,080753*** (0,219346)	0,266277 (0,248400)
$ENA1_{i,t}$	8,250288*** (2,340854)	1,935765 *** (3,449366)	-0,038513*** (0,361253)	-0,548490*** (0,058828)	5,245655 (4,091777)
$L_{i,t}$	-0,007379 (0,328653)	4,600277** (0,429141)	0,416930 (0,392064)	-0,185926 (0,183878)	-2,447704 (1,794829)
$CUAI_{i,t}$	-0,065061 (0,389068)	-0,085245 (0,188402)	-0,200988 (0,230098)	0,402875 (0,324035)	-7,496581* (4,671811)
$VMEX_{i,t}$	-0,011425 (0,081383)	0,329618 (1,199640)	-0,132667 (0,233486)	0,039011 (0,182743)	-2,355773* (1,273796)
$EIDID_{i,t}$	0,277045 * (0,149099)	3,940140 (4,328957)	-0,009803 *** (0,002257)	-0,006469 (0,239530)	-6,519216 (7,363408)
$EINLD_{i,t}$	-2,565381* (1,448061)	-11,488547 (0,348793)	0,668927 (0,521901)	0,486380* (0,668084)	1,157891** (1,293419)
C	-0,008933 (0,185696)	-0,657081 (0,865678)	-0,333407 (0,374930)	-0,476061 (0,471023)	2,976471** (1,556467)
T. W. S	188,126078	36,182982	61,688160	333,086291	79,470734
T. W. S.U.1	7,705845	2,302031	19,459175	3,802815	5,159267
T. W. S.U.2	7,959609	3,073082	19,542981	5,469722	5,161340
m_1	-0,145	0,748	-1,975	-1,433	-0,772
F/O	97/291	103/309	96/288	123/369	65/195

L'erreur standard est présentée entre parenthèse.
* Significatif à 10%, ** Significatif à 5% et *** Significatif à 1%.
T.W.S : Test Wald de significativité globale.
T.W.S.U.1 : Test Wald Selected by User pour tester l'effet global des variables VMEX, EIDID et EINLD.
T.W.S.U.2 : Test Wald Selected by User pour tester l'effet global des variables CUAI, VMEX, EIDID et EINLD.
m_1 : Coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1 des résidus.
F/O : Firmes/Observations.

Annexe 6 : Les outputs du DPD98

I. Outputs DPD98: Premier modèle d'investissement

1. Outputs DPD98 : Estimation du modèle d'investissement en absence de fiscalité (tableau 3.1)

France

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 188
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CCNAI CF ENA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 291.101545 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.030481	0.075193	-0.405368	0.685207
IBIC(-1)	1.207678	0.838052	1.441053	0.149570
QTNAI	-0.004905	0.019538	-0.251033	0.801789
CCNAI	0.000580	0.002863	0.202440	0.839573
CF	0.094649	0.127021	0.745146	0.456183
ENA	0.401362	0.121548	3.302094	0.000960

Test for first-order serial correlation: -1.390 [97] p = 0.165
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Allemagne

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 200
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CCNAI CF ENA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 238.645886 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.022410	0.177121	0.126526	0.899316
IBIC(-1)	0.400057	0.483146	0.828024	0.407657
QTNAI	-0.001709	0.001173	-1.456928	0.145136
CCNAI	3.173582	2.834450	1.119647	0.262864
CF	0.180805	0.019714	9.171275	0.000000
ENA	0.016374	0.055039	0.297497	0.766087

Test for first-order serial correlation: -0.972 [103] p = 0.331
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Royaume Uni

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 186
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CCNAI CF ENA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 72.074692 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.011133	0.055243	-0.201532	0.840282
IBIC(-1)	0.506191	0.215118	2.353089	0.018618
QTNAI	0.023125	0.018499	1.250067	0.211275
CCNAI	0.609946	0.867108	0.703426	0.481790
CF	0.134369	0.092764	1.448501	0.147477
ENA	0.088614	0.087610	1.011464	0.311794

Test for first-order serial correlation: -0.185 [96] p = 0.853
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 240
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CCNAI CF ENA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 131.722752 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.124452	0.061676	2.017834	0.043609
IBIC(-1)	0.271996	0.326468	0.833147	0.404762
QTNAI	0.003523	0.005049	0.697764	0.485325
CCNAI	-0.544960	0.586931	-0.928490	0.353154
CCNAI	-0.544960	0.586931	-0.928490	0.353154
CF	0.026765	0.052400	0.510781	0.609505
ENA	0.039466	0.011433	3.451917	0.000557

Test for first-order serial correlation: -0.306 [123] p = 0.759
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Tunisie

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 124
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CCNAI CF ENA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 31.610321 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.055211	0.088703	0.622421	0.533665
IBIC(-1)	-0.797546	2.028585	-0.393154	0.694206

QTNAI	0.001151	0.003145	0.365861	0.714469
CCNAI	1.150447	2.100801	0.547623	0.583951
CF	0.439290	0.490604	0.895408	0.370569
ENA	0.063886	0.129254	0.494266	0.621118

Test for first-order serial correlation: 0.374 [65] p = 0.708
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

2. Outputs DPD98 : Estimation du modèle d'investissement en absence de fiscalité (tableau 3.2)

France

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 188
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CCNAI D ENA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 226.718521 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.023722	0.088041	-0.269441	0.787590
IBIC(-1)	1.199283	0.886902	1.352217	0.176306
QTNAI	-0.001134	0.022366	-0.050704	0.959561
CCNAI	0.001569	0.002258	0.694866	0.487139
D	0.057548	0.074839	0.768958	0.441918
ENA	0.341257	0.120700	2.827322	0.004694

Test for first-order serial correlation: -1.313 [97] p = 0.189
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Allemagne

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 200
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CCNAI D ENA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 584.524899 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.256735	0.130362	1.969396	0.048908
IBIC(-1)	0.109614	0.321649	0.340787	0.733264
QTNAI	-0.000772	0.001441	-0.535990	0.591965
CCNAI	-3.006744	2.284264	-1.316285	0.188078
D	0.043043	0.002129	20.222169	0.000000
ENA	0.019413	0.038744	0.501046	0.616339

Test for first-order serial correlation: 0.317 [103] p = 0.751
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Royaume Uni

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 186
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:

CONST n(2,all) QTNAI CCNAI D ENA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 10.885846 df = 5 p = 0.054
Wald test selected by user: 0.765524 df = 1 p = 0.382
Testing: D

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.062772	0.096134	0.652962	0.513780
IBIC(-1)	0.174545	0.380710	0.458474	0.646612
QTNAI	0.020052	0.024108	0.831763	0.405543
CCNAI	-0.680939	1.463518	-0.465275	0.641734
D	0.258940	0.295951	0.874942	0.381605
ENA	0.012896	0.099695	0.129355	0.897077

Test for first-order serial correlation: 0.835 [96] p = 0.403
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 240
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CCNAI D ENA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 119.107134 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.115029	0.058603	1.962836	0.049665
IBIC(-1)	0.426752	0.239299	1.783345	0.074530
QTNAI	0.001573	0.004795	0.327975	0.742931
CCNAI	-1.022959	0.759763	-1.346419	0.178168
D	0.022016	0.010451	2.106543	0.035157
ENA	0.044185	0.008053	5.487034	0.000000

Test for first-order serial correlation: -0.987 [123] p = 0.324
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Tunisie

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 124
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CCNAI D ENA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 243.810485 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.017801	0.088333	-0.201524	0.840289
IBIC(-1)	-0.668709	1.465955	-0.456160	0.648275
QTNAI	0.004244	0.003966	1.070333	0.284469
CCNAI	2.192290	2.303673	0.951650	0.341275
D	0.032102	0.021822	1.471126	0.141257
ENA	0.254444	0.095780	2.656556	0.007894

Test for first-order serial correlation: 0.521 [65] p = 0.602
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

3. Outputs DPD98: Estimation du modèle d'investissement après intégration de la fiscalité (version 1)

France

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 189
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTAI1 D ENA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 143.430111 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.025922	0.086624	-0.299254	0.764746
IBIC(-1)	1.260385	0.855954	1.472491	0.140888
QTAI1	-0.004549	0.012666	-0.359181	0.719460
D	0.063994	0.075334	0.849469	0.395620
ENA	0.358881	0.116399	3.083207	0.002048

Test for first-order serial correlation: -1.369 [97] p = 0.171
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Allemagne

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 201
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTAI1 D ENA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 535.498453 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.149044	0.086666	1.719746	0.085479
IBIC(-1)	0.164582	0.320697	0.513201	0.607811
QTAI1	-0.000519	0.000869	-0.597453	0.550205
D	0.042737	0.002189	19.524654	0.000000
ENA	0.019535	0.040764	0.479211	0.631789

Test for first-order serial correlation: 0.160 [103] p = 0.873
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Royaume Uni

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 187
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTAI1 D ENA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 10.791093 df = 4 p = 0.029

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.028945	0.036222	0.799091	0.424237

IBIC(-1)	0.194991	0.384318	0.507370	0.611895
QTAI1	0.013644	0.015116	0.902617	0.366729
D	0.252572	0.297148	0.849987	0.395333
ENA	0.020496	0.096556	0.212272	0.831895

Test for first-order serial correlation: 0.822 [96] p = 0.411
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 241
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTAI1 D ENA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 151.263303 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.094068	0.045480	2.068333	0.038609
IBIC(-1)	0.309500	0.348666	0.887671	0.374718
QTAI1	-0.000084	0.005701	-0.014708	0.988265
D	0.015300	0.008252	1.854032	0.063735
ENA	0.050182	0.009117	5.504155	0.000000

Test for first-order serial correlation: -0.403 [123] p = 0.687
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Tunisie

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 124
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTAI1 D ENA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 93.942090 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.244395	0.853903	0.286210	0.774717
IBIC(-1)	-1.185280	6.993087	-0.169493	0.865409
QTAI1	0.002525	0.005654	0.446661	0.655120
D	0.038134	0.098495	0.387163	0.698635
ENA	0.320533	0.487394	0.657647	0.510765

Test for first-order serial correlation: 0.181 [65] p = 0.856
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

4. Outputs DPD98 : Estimation du modèle d'investissement après intégration de la fiscalité (version 2)

France

IV
, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 189
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTAI2 D ENA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 102.693774 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.034082	0.097892	-0.348165	0.727716
IBIC(-1)	1.361484	0.939397	1.449317	0.147249
QTAI2	-0.016126	0.025238	-0.638973	0.522841
ENA	0.377867	0.114568	3.298189	0.000973
D	0.072133	0.080133	0.900166	0.368032

Test for first-order serial correlation: -1.311 [97] p = 0.190
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Allemagne

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 201
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTAI2 D ENA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 541.849398 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.148427	0.086123	1.723417	0.084813
IBIC(-1)	0.163073	0.328758	0.496027	0.619876
QTAI2	-0.000223	0.000667	-0.334723	0.737834
D	0.042737	0.002198	19.444308	0.000000
ENA	0.019756	0.041830	0.472301	0.636712

Test for first-order serial correlation: 0.162 [103] p = 0.871
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Royaume Uni

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 187
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTAI2 D ENA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 10.265785 df = 4 p = 0.036

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.536990	0.342519	1.567767	0.116936
IBIC(-1)	0.133458	0.401448	0.332442	0.739556
QTAI2	-0.241036	0.165672	-1.454902	0.145696
D	0.271197	0.296095	0.915911	0.359713
ENA	-0.015075	0.094720	-0.159157	0.873545

Test for first-order serial correlation: 0.894 [96] p = 0.371
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 241
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTAI2 D ENA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 146.578811 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.094182	0.041304	2.280213	0.022595
IBIC(-1)	0.307809	0.275319	1.118010	0.263563
QTAI2	-0.000022	0.002524	-0.008780	0.992995
D	0.015329	0.007863	1.949478	0.051238
ENA	0.050129	0.008779	5.710383	0.000000

Test for first-order serial correlation: -0.506 [123] p = 0.613
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Tunisie

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 124
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTAI2 D ENA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 95.555041 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.242855	0.848398	0.286252	0.774685
IBIC(-1)	-1.176275	6.950370	-0.169239	0.865609
QTAI2	0.001695	0.003660	0.463084	0.643304
D	0.038041	0.097911	0.388524	0.697629
ENA	0.319813	0.484640	0.659898	0.509319
D99	-0.031383	0.029522	-1.063041	0.287763

Test for first-order serial correlation: 0.181 [65] p = 0.856
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

5. Outputs DPD98 : Estimation du modèle d'investissement après intégration de la fiscalité (version 3)

France

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 189
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA QTAI3

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 148.374403 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.025622	0.086761	-0.295319	0.767750
IBIC(-1)	1.252487	0.858455	1.459002	0.144565
QTAI3	-0.003695	0.011642	-0.317404	0.750937
ENA	0.356786	0.116967	3.050311	0.002286
D	0.063032	0.075060	0.839754	0.401046

Test for first-order serial correlation: -1.362 [97] p = 0.173
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Allemagne

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 201
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA QTAI3

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 541.849398 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.148427	0.086123	1.723417	0.084813
IBIC(-1)	0.163073	0.328758	0.496027	0.619876
D	0.042737	0.002198	19.444308	0.000000
ENA	0.019756	0.041830	0.472301	0.636712
QTAI3	-0.000223	0.000667	-0.334723	0.737834

Test for first-order serial correlation: 0.162 [103] p = 0.871
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Royaume Uni

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 187
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA QTAI3

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 11.445913 df = 4 p = 0.022

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.019112	0.037698	0.506995	0.612159
IBIC(-1)	0.204486	0.379940	0.538206	0.590435
D	0.249068	0.295471	0.842950	0.399257
ENA	0.021573	0.093276	0.231282	0.817096
QTAI3	0.002525	0.005654	0.446661	0.655120

Test for first-order serial correlation: 0.818 [96] p = 0.413
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 241
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA QTAI3

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 149.359659 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.094314	0.040381	2.335623	0.019511
IBIC(-1)	0.309830	0.311891	0.993393	0.320519
D	0.015329	0.007837	1.956011	0.050464
ENA	0.050490	0.010385	4.861918	0.000001

QTAI3 -0.000231 0.006563 -0.035156 0.971955
Test for first-order serial correlation: -0.450 [123] p = 0.653
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Tunisie

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 124
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA QTAI3

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 93.942090 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.244395	0.853903	0.286210	0.774717
IBIC(-1)	-1.185280	6.993087	-0.169493	0.865409
D	0.038134	0.098495	0.387163	0.698635
ENA	0.320533	0.487394	0.657647	0.510765
QTAI3	0.002525	0.005654	0.446661	0.655120

Test for first-order serial correlation: 0.181 [65] p = 0.856
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

6. Outputs Gauss : Estimation du modèle d'investissement après intégration de la fiscalité (version 4)

France

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 189
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 226.245392 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.059099	0.060325	-0.979690	0.327239
IBIC(-1)	0.849847	0.576312	1.474629	0.140312
CUAI	0.448121	0.157313	2.848600	0.004391
ENA	0.409386	0.070726	5.788369	0.000000
D	0.002585	0.046071	0.056117	0.955249

Test for first-order serial correlation: -1.588 [97] p = 0.112
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Allemagne

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 201
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 1264.965920 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.200813	0.063290	3.172910	0.001509
IBIC(-1)	0.394765	0.260002	1.518314	0.128935
D	0.040959	0.002139	19.147709	0.000000
ENA	0.000997	0.032508	0.030676	0.975528
CUAI	-0.469938	0.030732	-15.291446	0.000000

Test for first-order serial correlation: 1.783 [103] p = 0.075
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Royaume Uni

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 187
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 84.474506 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.160011	0.312870	0.511429	0.609051
IBIC(-1)	2.546776	3.689648	0.690249	0.490038
D	0.020109	0.195625	0.102793	0.918128
ENA	-0.092033	0.442224	-0.208114	0.835140
CUAI	-3.000575	6.346151	-0.472818	0.636343

Test for first-order serial correlation: -0.421 [96] p = 0.673
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 241
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 112.433490 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.084334	0.048580	1.735972	0.082569
IBIC(-1)	0.432334	0.353234	1.223930	0.220979
D	0.014880	0.008042	1.850252	0.064277
ENA	0.048323	0.010369	4.660148	0.000003
CUAI	-0.055035	0.052424	-1.049805	0.293808

Test for first-order serial correlation: -0.710 [123] p = 0.477
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Tunisie

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 124
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS

Wald test of joint significance: 174.830326 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.058106	0.055934	1.038832	0.298883
IBIC(-1)	1.006097	1.800225	0.558873	0.576249
D	0.009629	0.018029	0.534080	0.593286
ENA	0.198319	0.131496	1.508175	0.131510
CUAI	-0.510371	1.306053	-0.390774	0.695964

Test for first-order serial correlation: -0.477 [65] p = 0.634
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

7. Outputs DPD98 : Estimation du modèle d'investissement après intégration de la fiscalité (version 5)

France

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 189
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA TEMI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 110.436875 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.020688	0.072257	-0.286307	0.774643
IBIC(-1)	1.194912	0.630681	1.894638	0.058140
D	0.051429	0.060322	0.852578	0.393894
ENA	0.344903	0.112889	3.055236	0.002249
TEMI	-0.009109	0.013717	-0.664060	0.506652

Test for first-order serial correlation: -1.632 [97] p = 0.103
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Allemagne

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 201
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA TEMI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 542.089550 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.142818	0.075573	1.889810	0.058783
IBIC(-1)	0.116930	0.394260	0.296581	0.766786
D	0.043080	0.002511	17.158169	0.000000
ENA	0.025782	0.049580	0.520014	0.603054
TEMI	0.045169	0.098467	0.458725	0.646432

Test for first-order serial correlation: 0.228 [103] p = 0.820
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Royaume Uni

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 187
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA TEMI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 6.251432 df = 4 p = 0.181

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.048336	0.036731	1.315934	0.188196
IBIC(-1)	0.195075	0.383263	0.508986	0.610762
D	0.253396	0.297866	0.850706	0.394933
ENA	0.033601	0.094045	0.357290	0.720874
TEMI	0.008917	0.027322	0.326377	0.744139

Test for first-order serial correlation: 0.827 [96] p = 0.408
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 241
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA TEMI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 146.248427 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.088662	0.041960	2.113041	0.034597
IBIC(-1)	0.318738	0.266506	1.195987	0.231702
D	0.015443	0.007565	2.041496	0.041202
ENA	0.049322	0.009300	5.303690	0.000000
TEMI	0.013345	0.015124	0.882397	0.377562

Test for first-order serial correlation: -0.577 [123] p = 0.564
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Tunisie

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 124
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA TEMI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 25.217089 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.210936	0.945823	-0.223019	0.823521
IBIC(-1)	2.108928	5.845536	0.360776	0.718267
D	-0.009163	0.084837	-0.108003	0.913993
ENA	0.085438	0.534877	0.159733	0.873091
TEMI	0.354975	1.387184	0.255896	0.798031

MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

8. Outputs DPD98 : Estimation du modèle d'investissement après intégration de la fiscalité (version 6)

France

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 189
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA EIDDA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 184.358928 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.057049	0.076516	-0.745584	0.455919
IBIC(-1)	1.107955	0.632283	1.752308	0.079721
EIDDA	1.351656	1.115017	1.212229	0.225425
ENA	0.339113	0.090149	3.761706	0.000169
D	0.022973	0.045244	0.507756	0.611625

Test for first-order serial correlation: -1.718 [97] p = 0.086
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Allemagne

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 202
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) ENA EIDDA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 626.030810 df = 3 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.086519	0.091646	0.944059	0.345140
IBIC(-1)	0.266203	0.382162	0.696571	0.486071
ENA	0.038245	0.048525	0.788164	0.430601
EIDDA	0.475027	0.034512	13.763990	0.000000

Test for first-order serial correlation: -0.640 [103] p = 0.522

Royaume Uni

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 187
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA EIDDA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 64.591667 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.014830	0.033729	0.439666	0.660179
IBIC(-1)	2.854526	4.503021	0.633913	0.526137
D	-0.000275	0.230308	-0.001196	0.999046
ENA	-0.043295	0.405234	-0.106839	0.914917
EIDDA	-11.093323	24.469999	-0.453344	0.650301

Test for first-order serial correlation: -0.409 [96] p = 0.683
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 241
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA EIDDA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 130.814140 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.087132	0.049261	1.768792	0.076929
IBIC(-1)	0.390552	0.353963	1.103369	0.269867
EIDDA	-0.163548	0.242214	-0.675221	0.499535
D	0.014992	0.008003	1.873248	0.061034
ENA	0.049124	0.009963	4.930529	0.000001

Test for first-order serial correlation: -0.618 [123] p = 0.536
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Tunisie

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 124
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA EIDDA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 230.024478 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.044031	0.101680	0.433031	0.664992
IBIC(-1)	0.888179	1.646538	0.539422	0.589596
EIDDA	-2.257005	5.623268	-0.401369	0.688148
D	0.017729	0.003975	4.459812	0.000008
ENA	0.192432	0.141013	1.364642	0.172366

Test for first-order serial correlation: -0.423 [65] p = 0.673
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

9. Outputs DPD98 : Estimation du modèle d'investissement après intégration de la fiscalité (version 7)

France

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 189
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA VMEX

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS

Wald test of joint significance: 134.100639 df = 4 p = 0.000
Variable Coefficient Std. Error T-Statistic P-Value

CONST	-0.025192	0.082502	-0.305353	0.760097
IBIC(-1)	1.196968	0.666961	1.794661	0.072708
D	0.053693	0.061850	0.868117	0.385330
ENA	0.343053	0.115342	2.974223	0.002937
VMEX	0.013760	0.040527	0.339532	0.734209

Test for first-order serial correlation: -1.607 [97] p = 0.108
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Allemagne

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 201
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA VMEX

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 529.824947 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.159652	0.099522	1.604188	0.108673
IBIC(-1)	0.133496	0.348001	0.383609	0.701268
VMEX	-0.044445	0.068815	-0.645863	0.518368
D	0.043055	0.002428	17.729159	0.000000
ENA	0.025342	0.045219	0.560425	0.575190

Test for first-order serial correlation: 0.219 [103] p = 0.826
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Royaume Uni

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 187
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA VMEX

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 24.255181 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.064217	0.034073	1.884680	0.059473
IBIC(-1)	0.218985	0.379543	0.576969	0.563961
D	0.244698	0.298698	0.819213	0.412665
ENA	0.067589	0.106997	0.631694	0.527587
VMEX	-0.111758	0.050687	-2.204878	0.027463

Test for first-order serial correlation: 0.800 [96] p = 0.424
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 241
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA VMEX

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 132.303686 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.095533	0.043734	2.184399	0.028933
IBIC(-1)	0.323608	0.266293	1.215233	0.224277
D	0.015054	0.007286	2.066234	0.038806
ENA	0.047900	0.009499	5.042505	0.000000
VMEX	-0.023863	0.022159	-1.076926	0.281514

Test for first-order serial correlation: -0.580 [123] p = 0.562
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Tunisie

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 124
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA VMEX

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 59.133404 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.259075	0.847854	0.305565	0.759936
IBIC(-1)	-1.507288	7.557724	-0.199437	0.841921
D	0.043205	0.108491	0.398235	0.690457
ENA	0.346909	0.515199	0.673349	0.500725
VMEX	0.193891	0.553535	0.350278	0.726130

Test for first-order serial correlation: 0.201 [65] p = 0.840
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

10. Outputs DPD98 : Estimation des modèles expliquant l'investissement par pays (tableau 3.8)

France

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 190
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) ENA CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 228.318756 df = 3 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.058755	0.056766	-1.035034	0.300653
IBIC(-1)	0.848155	0.556887	1.523029	0.127752
ENA	0.412981	0.036435	11.334649	0.000000
CUAI	0.448687	0.153430	2.924380	0.003451

Test for first-order serial correlation: -1.613 [97] p = 0.107

Allemagne

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 202
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:

CONST n(2,all) CUAI EIDDA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 94222.111675 df = 3 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.107535	0.067664	1.589262	0.112001
IBIC(-1)	0.508122	0.294057	1.727969	0.083994
CUAI	-0.313137	0.014080	-22.239125	0.000000
EIDDA	0.442549	0.010620	41.670563	0.000000

Test for first-order serial correlation: -0.336 [103] p = 0.737

Royaume Uni

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 189
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) VMEX

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 29.210131 df = 2 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.083448	0.037146	2.246478	0.024673
IBIC(-1)	0.519114	0.160521	3.233923	0.001221
VMEX	-0.086796	0.029703	-2.922071	0.003477

Test for first-order serial correlation: 0.381 [96] p = 0.703

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 242
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 145.106211 df = 3 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.094130	0.043320	2.172895	0.029788
IBIC(-1)	0.307706	0.269758	1.140674	0.254005
D	0.015330	0.007847	1.953657	0.050742
ENA	0.050089	0.009377	5.341865	0.000000

Test for first-order serial correlation: -0.521 [123] p = 0.602

Tunisie

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 126
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) ENA

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 7.209542 df = 2 p = 0.027

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.037022	0.158247	0.233948	0.815025
IBIC(-1)	0.673442	1.171237	0.574983	0.565302
ENA	0.191032	0.110295	1.732002	0.083273

Test for first-order serial correlation: -0.373 [65] p = 0.709

11. Outputs DPD98 : Vérification de l'effet global de la fiscalité sur l'investissement (tableau 3.9)

France

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 186
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA TEMI EIDDA VMEX

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 238.496340 df = 7 p = 0.000
Wald test selected by user: 1.464310 df = 3 p = 0.691
Testing: TEMI EIDDA VMEX

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.058762	0.084757	-0.693291	0.488127
IBIC(-1)	1.120500	0.667314	1.679119	0.093129
D	0.023156	0.048443	0.478014	0.632641
ENA	0.343801	0.089835	3.827016	0.000130
TEMI	-0.002321	0.012230	-0.189769	0.849490
EIDDA	1.440463	1.294052	1.113141	0.265648
VMEX	0.008083	0.036571	0.221032	0.825067

Test for first-order serial correlation: -1.706 [97] p = 0.088
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 188
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA QTAI1 CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 245.554856 df = 5 p = 0.000
Wald test selected by user: 10.439777 df = 2 p = 0.005
Testing: QTAI1 CUAI

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.058898	0.066365	-0.887495	0.374812
IBIC(-1)	0.843755	0.781796	1.079253	0.280475
D	0.001943	0.063532	0.030588	0.975598
ENA	0.408101	0.062774	6.501074	0.000000
QTAI1	0.000311	0.011270	0.027581	0.977997
CUAI	0.448860	0.171066	2.623900	0.008693

Test for first-order serial correlation: -1.195 [97] p = 0.232
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999

Observations: 194 Degrees of freedom: 188
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA QTAI2 CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 222.078163 df = 5 p = 0.000
Wald test selected by user: 10.248853 df = 2 p = 0.006
Testing: QTAI2 CUAI

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.062058	0.074110	-0.837383	0.402377
IBIC(-1)	0.914142	0.867935	1.053237	0.292232
D	0.008835	0.068844	0.128336	0.897883
ENA	0.420238	0.066904	6.281243	0.000000
QTAI2	-0.005056	0.022694	-0.222808	0.823685
CUAI	0.438413	0.186956	2.345010	0.019027

Test for first-order serial correlation: -1.164 [97] p = 0.244
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 188
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA QTAI3 CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 249.314161 df = 5 p = 0.000
Wald test selected by user: 10.438256 df = 2 p = 0.005
Testing: QTAI3 CUAI

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.058556	0.066341	-0.882644	0.377429
IBIC(-1)	0.833902	0.782389	1.065841	0.286495
D	0.000940	0.063237	0.014869	0.988137
ENA	0.406031	0.062456	6.501095	0.000000
QTAI3	0.000733	0.010348	0.070851	0.943516
CUAI	0.450027	0.170201	2.644099	0.008191

Test for first-order serial correlation: -1.180 [97] p = 0.238
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Allemagne

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 199
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) CF ENA TEMI EIDDA VMEX

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 763.863284 df = 6 p = 0.000
Wald test selected by user: 36.285991 df = 3 p = 0.000
Testing: TEMI EIDDA VMEX

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.093558	0.081649	1.145852	0.251857
IBIC(-1)	0.278460	0.426334	0.653149	0.513660
ENA	0.041298	0.058428	0.706826	0.479674
TEMI	-0.022921	0.075556	-0.303369	0.761609

EIDDA	0.529816	0.130123	4.071654	0.000047
VMEX	-0.063168	0.060737	-1.040018	0.298332

Test for first-order serial correlation: -0.544 [103] p = 0.586

MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 200
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA QTAI1 CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 1281.241620 df = 5 p = 0.000
Wald test selected by user: 276.793428 df = 2 p = 0.000
Testing: QTAI1 CUAI

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.201204	0.063143	3.186467	0.001440
IBIC(-1)	0.399070	0.266258	1.498808	0.133923
D	0.040943	0.002142	19.115329	0.000000
ENA	0.000392	0.033380	0.011749	0.990626
QTAI1	-0.000266	0.000842	-0.315526	0.752362
CUAI	-0.469810	0.030818	-15.244589	0.000000

Test for first-order serial correlation: 1.727 [103] p = 0.084
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 200
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA QTAI2 CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 1323.268862 df = 5 p = 0.000

Wald test selected by user: 276.878882 df = 2 p = 0.000
Testing: QTAI2 CUAI

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.201116	0.063710	3.156763	0.001595
IBIC(-1)	0.407415	0.272498	1.495111	0.134886
D	0.040900	0.002157	18.960589	0.000000
ENA	-0.000754	0.034212	-0.022036	0.982419
QTAI2	-0.000404	0.000635	-0.635313	0.525224
CUAI	-0.469824	0.030564	-15.371731	0.000000

Test for first-order serial correlation: 1.674 [103] p = 0.094
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 200
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA QTAI3 CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS

Wald test of joint significance: 1323.268862 df = 5 p = 0.000
Wald test selected by user: 276.878882 df = 2 p = 0.000
Testing: QTAI3 CUAI

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.201116	0.063710	3.156763	0.001595
IBIC(-1)	0.407415	0.272498	1.495111	0.134886
D	0.040900	0.002157	18.960589	0.000000
ENA	-0.000754	0.034212	-0.022036	0.982419
QTAI3	-0.000404	0.000635	-0.635313	0.525224
CUAI	-0.469824	0.030564	-15.371731	0.000000

Test for first-order serial correlation: 1.674 [103] p = 0.094
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Royaume Uni

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 184
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA TEMI EIDDA VMEX

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 73.105348 df = 7 p = 0.000
Wald test selected by user: 0.933797 df = 3 p = 0.817
Testing: TEMI EIDDA VMEX

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.006009	0.074754	0.080387	0.935929
IBIC(-1)	2.834658	4.619588	0.613617	0.539468
D	0.002123	0.243731	0.008711	0.993050
ENA	-0.051082	0.439539	-0.116218	0.907480
TEMI	0.018371	0.175280	0.104810	0.916526
EIDDA	-11.022938	24.883194	-0.442987	0.657775
VMEX	0.028846	0.214463	0.134505	0.893003

Test for first-order serial correlation: -0.390 [96] p = 0.697
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 186
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA QTAI1 CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 93.798983 df = 5 p = 0.000
Wald test selected by user: 0.260268 df = 2 p = 0.878
Testing: QTAI1 CUAI

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.217061	0.438428	0.495088	0.620538
IBIC(-1)	2.509918	3.561919	0.704653	0.481026
D	0.026822	0.193507	0.138613	0.889756
ENA	-0.053457	0.348097	-0.153569	0.877950
QTAI1	-0.037052	0.086904	-0.426356	0.669848
CUAI	-2.959080	6.179298	-0.478870	0.632031

Test for first-order serial correlation: -0.426 [96] p = 0.670
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 186
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA QTAI2 CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 87.656591 df = 5 p = 0.000
Wald test selected by user: 1.240620 df = 2 p = 0.538
Testing: QTAI2 CUAI

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.250042	0.688215	0.363319	0.716366
IBIC(-1)	2.588346	3.369159	0.768247	0.442341
D	0.018030	0.199002	0.090604	0.927807
ENA	-0.103686	0.344643	-0.300850	0.763529
QTAI2	-0.043400	0.451629	-0.096098	0.923443
CUAI	-3.067339	5.845675	-0.524719	0.599778

Test for first-order serial correlation: -0.451 [96] p = 0.652
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 186
Dependent variable is: IBIC

Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA QTAI3 CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 91.334303 df = 5 p = 0.000
Wald test selected by user: 0.429790 df = 2 p = 0.807
Testing: QTAI3 CUAI

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.208723	0.450164	0.463661	0.642891
IBIC(-1)	2.563187	3.763288	0.681103	0.495806
D	0.024017	0.196646	0.122130	0.902796
ENA	-0.075045	0.396336	-0.189347	0.849821
QTAI3	-0.024581	0.070200	-0.350151	0.726225
CUAI	-3.042730	6.511667	-0.467274	0.640304

Test for first-order serial correlation: -0.419 [96] p = 0.675
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 185
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA TEMI EIDDA VMEX

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 68.330247 df = 6 p = 0.000
Wald test selected by user: 0.797502 df = 3 p = 0.850
Testing: TEMI EIDDA VMEX

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.006502	0.075236	0.086424	0.931129
IBIC(-1)	2.871426	4.596511	0.624697	0.532170

D	-0.000807	0.232924	-0.003463	0.997237
ENA	-0.053371	0.449047	-0.118854	0.905391
TEMI	0.018748	0.175927	0.106564	0.915135
EIDDA	-11.176263	24.911768	-0.448634	0.653696
VMEX	0.028450	0.218977	0.129922	0.896628

Test for first-order serial correlation: -0.405 [96] p = 0.686
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 238
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA TEMI EIDDA VMEX

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 142.522667 df = 7 p = 0.000
Wald test selected by user: 0.728498 df = 3 p = 0.866
Testing: TEMI EIDDA VMEX

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.087986	0.053709	1.638203	0.101379
IBIC(-1)	0.355533	0.457021	0.777935	0.436607
D	0.016077	0.008651	1.858363	0.063118
ENA	0.042891	0.011030	3.888639	0.000101
TEMI	0.005532	0.013966	0.396103	0.692029
EIDDA	-0.175997	0.251047	-0.701050	0.483272
VMEX	-0.009254	0.019960	-0.463617	0.642922

Test for first-order serial correlation: -0.445 [123] p = 0.656
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 240
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA QTAI1 CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 126.609722 df = 5 p = 0.000
Wald test selected by user: 1.741707 df = 2 p = 0.419
Testing: QTAI1 CUAI

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.081786	0.055670	1.469128	0.141798
IBIC(-1)	0.490063	0.525146	0.933193	0.350721
D	0.014075	0.009125	1.542432	0.122969
ENA	0.050456	0.009345	5.399480	0.000000
QTAI1	-0.002094	0.007398	-0.283051	0.777138
CUAI	-0.060739	0.069261	-0.876969	0.380503

Test for first-order serial correlation: -0.577 [123] p = 0.564
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 240
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA QTAI2 CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 121.579062 df = 5 p = 0.000
Wald test selected by user: 1.501013 df = 2 p = 0.472
Testing: QTAI2 CUAI

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.086287	0.045055	1.915160	0.055472
IBIC(-1)	0.439816	0.369472	1.190390	0.233893
D	0.014809	0.008077	1.833582	0.066716
ENA	0.049959	0.009010	5.544623	0.000000
QTAI2	-0.000938	0.003097	-0.302887	0.761976
CUAI	-0.056412	0.055473	-1.016916	0.309193

Test for first-order serial correlation: -0.691 [123] p = 0.490
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 240
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA QTAI3 CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 139.920774 df = 5 p = 0.000
Wald test selected by user: 1.999579 df = 2 p = 0.368
Testing: QTAI3 CUAI

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.085873	0.045264	1.897154	0.057808
IBIC(-1)	0.473037	0.455461	1.038590	0.298996
D	0.014829	0.008015	1.850091	0.064300
ENA	0.053568	0.012134	4.414641	0.000010
QTAI3	-0.003113	0.009159	-0.339940	0.733902
CUAI	-0.060354	0.065099	-0.927105	0.353872

Test for first-order serial correlation: -0.625 [123] p = 0.532
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Tunisie

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 122
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA TEMI EIDDA VMEX

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 129.346777 df = 7 p = 0.000
Wald test selected by user: 3.267451 df = 3 p = 0.352
Testing: TEMI EIDDA VMEX

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.117767	0.328265	-0.358756	0.719778
IBIC(-1)	2.411532	5.124122	0.470623	0.637910
D	0.024654	0.035758	0.689488	0.490516
ENA	0.193892	0.255839	0.757866	0.448531
TEMI	0.365496	0.667624	0.547459	0.584064
EIDDA	-6.410736	13.897992	-0.461271	0.644604
VMEX	0.012893	0.239185	0.053903	0.957012

Test for first-order serial correlation: -0.401 [65] p = 0.688

MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 124
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA QTAI1 CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 0.752872 df = 5 p = 0.980
Wald test selected by user: 0.005721 df = 2 p = 0.997
Testing: QTAI1 CUAI

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.686911	1.910621	0.062958	0.949800
IBIC(-1)	-1.554163	3.283073	-0.057588	0.954077
D	0.239816	3.802496	0.063068	0.949712
ENA	0.986378	1.073130	0.075451	0.939856
QTAI1	0.005196	0.070110	0.074117	0.940917
CUAI	1.161049	2.294800	0.058246	0.953553

Test for first-order serial correlation: 0.051 [65] p = 0.959
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 124
Dependent variable is: IBIC
Instruments used are:
CONST n(2,all) D ENA QTAI2 CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 0.757230 df = 5 p = 0.980
Wald test selected by user: 0.006051 df = 2 p = 0.997
Testing: QTAI2 CUAI

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.685170	1.866322	0.063054	0.949723
IBIC(-1)	-1.494638	3.558999	-0.057695	0.953992
D	0.239210	3.784311	0.063211	0.949599
ENA	0.984291	1.013999	0.075633	0.939711
QTAI2	0.003339	0.043940	0.075994	0.939424
CUAI	1.119592	2.105732	0.058353	0.953467

Test for first-order serial correlation: 0.052 [65] p = 0.959
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

II. Outputs DPD98 : Deuxième modèle de financement

1. Outputs DPD98 : Estimation du modèle de financement en absence de fiscalité (tableau 3.10)

France

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 188
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI RE VMDIV CR

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS

Wald test of joint significance: 138.307301 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.043251	0.039251	1.101909	0.270501
L (-1)	0.840481	0.142678	5.890743	0.000000
QTNAI	0.008864	0.004472	1.982317	0.047444
RE	-0.235797	0.097345	-2.422288	0.015423
VMDIV	-0.017288	0.025839	-0.669073	0.503449
CR	0.001298	0.001828	0.710253	0.477547

Test for first-order serial correlation: -1.291 [97] p = 0.197

MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Allemagne

IV, LEVELS

Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999

Observations: 206 Degrees of freedom: 200

Dependent variable is: L

Instruments used are:

CONST n(2,all) QTNAI RE VMDIV CR

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS

Wald test of joint significance: 102.364561 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.050347	0.088129	0.571282	0.567808
L (-1)	0.833495	0.250683	3.324896	0.000885
QTNAI	0.001394	0.000540	2.582998	0.009795
RE	-0.065947	0.097500	-0.676383	0.498798
VMDIV	-0.001133	0.022365	-0.050673	0.959586
CR	-0.011314	0.013611	-0.831257	0.405829

Test for first-order serial correlation: -0.696 [103] p = 0.486

MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Royaume Uni

IV, LEVELS

Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999

Observations: 192 Degrees of freedom: 186

Dependent variable is: L

Instruments used are:

CONST n(2,all) QTNAI RE VMDIV CR

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS

Wald test of joint significance: 124.830100 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.017017	0.027901	0.609890	0.541935
L (-1)	1.014798	0.238358	4.257446	0.000021
QTNAI	0.001650	0.003647	0.452541	0.650880
RE	0.017457	0.002335	7.477743	0.000000
VMDIV	-0.003372	0.018486	-0.182405	0.855265
CR	0.000026	0.000052	0.503378	0.614699

Test for first-order serial correlation: -0.914 [96] p = 0.361

MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 240
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI RE VMDIV CR

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 54.014246 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.251334	0.072265	3.477957	0.000505
L (-1)	0.441715	0.137388	3.215090	0.001304
QTNAI	0.002982	0.014356	0.207696	0.835466
RE	-0.374387	0.434458	-0.861733	0.388834
VMDIV	0.018379	0.028742	0.639439	0.522537
CR	-0.050062	0.027400	-1.827041	0.067694

Test for first-order serial correlation: 1.955 [123] p = 0.051
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Tunisie

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 124
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI RE VMDIV CR

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 511.691690 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.171561	0.065618	2.614528	0.008935
L (-1)	0.780109	0.090755	8.595725	0.000000
QTNAI	-0.003447	0.002034	-1.694958	0.090083
RE	0.052066	0.091479	0.569164	0.569245
VMDIV	-0.025909	0.016016	-1.617736	0.105719
CR	-0.147898	0.050747	-2.914428	0.003563

Test for first-order serial correlation: 1.238 [65] p = 0.216
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

2. OutputsDPD98 : Estimation du modèle de financement après ajustements fiscaux du ratio q de Tobin (tableau 3.11, version 1)

France

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 188
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) RE VMDIV CR QTAI1

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 138.171203 df = 5 p = 0.000
Variable Coefficient Std. Error T-Statistic P-Value

CONST	0.043316	0.039487	1.096962	0.272658
L(-1)	0.846563	0.142541	5.939076	0.000000
RE	-0.223621	0.098070	-2.280225	0.022594
CR	0.001255	0.001847	0.679759	0.496657
VMDIV	-0.016359	0.026083	-0.627179	0.530542
QTAI1	0.004000	0.002561	1.562114	0.118261

Test for first-order serial correlation: -1.335 [97] p = 0.182
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Allemagne

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 200
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) RE VMDIV CR QTAI1

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 103.325546 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.049588	0.087948	0.563828	0.572871
L(-1)	0.834538	0.250241	3.334933	0.000853
RE	-0.066664	0.097503	-0.683716	0.494155
VMDIV	-0.000073	0.022161	-0.003303	0.997364
CR	-0.011273	0.013621	-0.827637	0.407876
QTAI1	0.000865	0.000329	2.634393	0.008429

Test for first-order serial correlation: -0.686 [103] p = 0.492
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Royaume Uni

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 186
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) RE VMDIV CR QTAI1

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 129.107613 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.018141	0.027872	0.650871	0.515130
L(-1)	1.015563	0.238394	4.260013	0.000020
RE	0.017413	0.002324	7.492051	0.000000
VMDIV	-0.003288	0.018503	-0.177688	0.858968
CR	0.000026	0.000052	0.499743	0.617256
QTAI1	0.000403	0.002455	0.164024	0.869712

Test for first-order serial correlation: -0.923 [96] p = 0.356
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 240
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) RE VMDIV CR QTAI1

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 54.753033 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.255067	0.072286	3.528596	0.000418
L(-1)	0.439525	0.136514	3.219631	0.001284
RE	-0.368698	0.430843	-0.855758	0.392132
CR	-0.050876	0.027656	-1.839572	0.065831
VMDIV	0.018214	0.028820	0.631991	0.527393
QTAI1	0.001203	0.009249	0.130093	0.896493

Test for first-order serial correlation: 1.952 [123] p = 0.051
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Tunisie

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 124
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) RE VMDIV CR QTAI1

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 514.002189 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.171060	0.065543	2.609910	0.009057
L(-1)	0.780605	0.090697	8.606703	0.000000
RE	0.052765	0.091072	0.579382	0.562332
VMDIV	-0.025742	0.016022	-1.606674	0.108126
CR	-0.147863	0.050656	-2.918927	0.003512
QTAI1	-0.002282	0.001317	-1.732543	0.083177

Test for first-order serial correlation: 1.224 [65] p = 0.221
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

3. Outputs DPD98 : Estimation du modèle de financement après ajustements fiscaux du ratio q de Tobin (tableau 3.11, version 2)

France

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 188
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) RE VMDIV CR QTAI2

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 132.164043 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.045062	0.039817	1.131735	0.257746
L(-1)	0.845318	0.142734	5.922335	0.000000
RE	-0.208567	0.097596	-2.137033	0.032595
VMDIV	-0.016511	0.026282	-0.628204	0.529871
CR	0.001236	0.001868	0.661738	0.508139
QTAI2	0.004705	0.004561	1.031445	0.302332

Test for first-order serial correlation: -1.319 [97] p = 0.187
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Allemagne

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 200
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) RE VMDIV CR QTAI2

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 101.065091 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.050359	0.088384	0.569776	0.568830
L(-1)	0.835194	0.251491	3.320973	0.000897
RE	-0.064577	0.097490	-0.662402	0.507713
VMDIV	-0.002527	0.022831	-0.110698	0.911856
CR	-0.011319	0.013550	-0.835374	0.403507
QTAI2	0.000624	0.000277	2.256469	0.024041

Test for first-order serial correlation: -0.741 [103] p = 0.459
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Royaume Uni

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 186
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) RE VMDIV CR QTAI2

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 143.483587 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.219731	0.119872	1.833055	0.066794
L(-1)	0.992389	0.233203	4.255474	0.000021
RE	0.019768	0.002313	8.546616	0.000000
VMDIV	-0.004880	0.018153	-0.268840	0.788053
CR	0.000113	0.000067	1.693598	0.090342
QTAI2	-0.099095	0.057820	-1.713844	0.086557

Test for first-order serial correlation: -0.901 [96] p = 0.368
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 240
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) RE VMDIV CR QTAI2

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 33.554960 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.246257	0.073673	3.342583	0.000830
L(-1)	0.445292	0.136228	3.268712	0.001080
RE	-0.388484	0.442101	-0.878722	0.379552
VMDIV	0.014936	0.027391	0.545299	0.585548
CR	-0.048543	0.027871	-1.741706	0.081560

QTAI2	0.003013	0.008481	0.355282	0.722378

Test for first-order serial correlation: 2.007 [123] p = 0.045
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Tunisie

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 124
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) RE VMDIV CR QTAI2

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 513.210932 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.171238	0.065569	2.611562	0.009013
L(-1)	0.780430	0.090718	8.602852	0.000000
RE	0.052518	0.091213	0.575770	0.564770
VMDIV	-0.025801	0.016020	-1.610559	0.107276
CR	-0.147873	0.050688	-2.917321	0.003531
QTAI2	-0.001474	0.000857	-1.719449	0.085533

Test for first-order serial correlation: 1.229 [65] p = 0.219
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

4. Outputs DPD98 : Estimation du modèle de financement après ajustements fiscaux du ratio q de Tobin (tableau 3.11, version 3)

France

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 188
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) RE VMDIV CR QTAI3

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 137.751097 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.043628	0.039502	1.104467	0.269391
L(-1)	0.846375	0.142551	5.937349	0.000000
RE	-0.223949	0.098126	-2.282271	0.022473
VMDIV	-0.016753	0.026078	-0.642415	0.520604
CR	0.001257	0.001846	0.681084	0.495818
QTAI3	0.003699	0.002337	1.583156	0.113386

Test for first-order serial correlation: -1.333 [97] p = 0.182
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Allemagne

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 200
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) RE VMDIV CR QTAI3

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 101.065091 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.050359	0.088384	0.569776	0.568830
L(-1)	0.835194	0.251491	3.320973	0.000897
CR	-0.011319	0.013550	-0.835374	0.403507
RE	-0.064577	0.097490	-0.662402	0.507713
QTAI3	0.000624	0.000277	2.256469	0.024041
VMDIV	-0.002527	0.022831	-0.110698	0.911856

Test for first-order serial correlation: -0.741 [103] p = 0.459
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Royaume Uni

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 186
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) RE VMDIV CR QTAI3

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 130.020557 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.017182	0.027788	0.618332	0.536357
L(-1)	1.017175	0.239769	4.242307	0.000022
RE	0.017368	0.002290	7.584707	0.000000
VMDIV	-0.003393	0.018537	-0.183025	0.854779
CR	0.000026	0.000052	0.490506	0.623776
QTAI3	0.000805	0.002172	0.370464	0.711037

Test for first-order serial correlation: -0.918 [96] p = 0.359
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 240
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) RE VMDIV CR QTAI3

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 31.430139 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.237011	0.070885	3.343615	0.000827
L(-1)	0.448763	0.135359	3.315348	0.000915
RE	-0.395820	0.431845	-0.916579	0.359363
VMDIV	0.020311	0.029400	0.690856	0.489656
CR	-0.047765	0.027584	-1.731595	0.083346
QTAI3	0.006156	0.012103	0.508625	0.611015

Test for first-order serial correlation: 2.027 [123] p = 0.043
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Tunisie

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999

Observations: 130 Degrees of freedom: 124
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) RE VMDIV CR QTAI3

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 514.002189 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.171060	0.065543	2.609910	0.009057
L (-1)	0.780605	0.090697	8.606703	0.000000
VMDIV	-0.025742	0.016022	-1.606674	0.108126
CR	-0.147863	0.050656	-2.918927	0.003512
RE	0.052765	0.091072	0.579382	0.562332
QTAI3	-0.002282	0.001317	-1.732543	0.083177

Test for first-order serial correlation: 1.224 [65] p = 0.221
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

5. Outputs DPD98 : Estimation du modèle de financement après intégration de la fiscalité (version 1)

France

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 187
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI RE VMDIV CR EIDID

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 218.008514 df = 6 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.069800	0.040162	1.737939	0.082222
L(-1)	0.774253	0.148184	5.224947	0.000000
QTNAI	0.005241	0.004716	1.111539	0.266336
RE	-0.198947	0.094355	-2.108499	0.034988
VMDIV	-0.033583	0.025457	-1.319213	0.187098
CR	0.003783	0.002056	1.840314	0.065722
EIDID	-0.125654	0.045399	-2.767772	0.005644

Test for first-order serial correlation: -1.245 [97] p = 0.213
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Allemagne

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 199
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI RE VMDIV CR EIDID

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 186.259589 df = 6 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.081993	0.110004	0.745365	0.456051
L(-1)	0.791010	0.277045	2.855171	0.004301

QTNAI	0.001328	0.000503	2.640862	0.008270
RE	-0.099742	0.088513	-1.126857	0.259803
VMDIV	-0.009386	0.027495	-0.341351	0.732839
CR	-0.011422	0.013419	-0.851140	0.394691
EIDID	-0.384299	0.327377	-1.173873	0.240446

Test for first-order serial correlation: -0.504 [103] p = 0.614
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Royaume Uni

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 185
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI RE VMDIV CR EIDID

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 757.538891 df = 6 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.020821	0.028581	0.728491	0.466313
L(-1)	1.009774	0.238878	4.227160	0.000024
QTNAI	0.001427	0.003580	0.398438	0.690307
RE	0.016672	0.002426	6.870970	0.000000
VMDIV	-0.005617	0.018320	-0.306588	0.759157
CR	0.000129	0.000039	3.306034	0.000946
EIDID	-0.002962	0.001046	-2.831801	0.004629

Test for first-order serial correlation: -0.910 [96] p = 0.363
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 239
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI RE VMDIV CR EIDID

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 77.933099 df = 6 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.277725	0.076737	3.619184	0.000296
L(-1)	0.421885	0.136329	3.094600	0.001971
QTNAI	0.002291	0.014030	0.163259	0.870314
RE	-0.397827	0.425735	-0.934447	0.350073
VMDIV	0.012292	0.027659	0.444428	0.656733
CR	-0.050698	0.027173	-1.865737	0.062078
EIDID	-0.241664	0.103178	-2.342198	0.019171

Test for first-order serial correlation: 1.955 [123] p = 0.051
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Tunisie

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 123
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI RE VMDIV CR EIDID

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 861.221723 df = 6 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.175964	0.066904	2.630086	0.008536
L(-1)	0.769212	0.095378	8.064850	0.000000
QTNAI	-0.003187	0.002017	-1.580523	0.113987
RE	0.033391	0.101633	0.328548	0.742497
VMDIV	-0.027319	0.016347	-1.671176	0.094687
CR	-0.151342	0.049391	-3.064173	0.002183
EIDID	3.967758	3.274532	1.211702	0.225626

Test for first-order serial correlation: 1.452 [65] p = 0.146
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

6. Outputs DPD98 : Estimation du modèle de financement après intégration de la fiscalité (version 2)

France

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 187
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI RE VMDIV CR EINLD

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 152.415256 df = 6 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.028308	0.033254	0.851271	0.394619
L(-1)	0.843075	0.142007	5.936839	0.000000
QTNAI	0.009415	0.004438	2.121419	0.033887
RE	-0.241660	0.100992	-2.392860	0.016718
VMDIV	-0.011268	0.022235	-0.506768	0.612318
CR	0.000891	0.001508	0.590723	0.554706
EINLD	0.224097	0.249231	0.899154	0.368571

Test for first-order serial correlation: -1.482 [97] p = 0.138
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Allemagne

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 199
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI RE VMDIV CR EINLD

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 104.442306 df = 6 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.055293	0.082463	0.670526	0.502523
L(-1)	0.833566	0.251122	3.319361	0.000902
QTNAI	0.001353	0.000582	2.326397	0.019997
RE	-0.061472	0.094811	-0.648357	0.516754
VMDIV	-0.000730	0.022890	-0.031896	0.974555
CR	-0.010564	0.014139	-0.747176	0.454957

EINLD	-0.103813	0.203638	-0.509789	0.610199

Test for first-order serial correlation: -0.722 [103] p = 0.470
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Royaume Uni

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 185
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI RE VMDIV CR EINLD

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 115.085467 df = 6 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.021654	0.026571	0.814932	0.415111
L(-1)	1.024351	0.241442	4.242640	0.000022
QTNAI	0.001321	0.003691	0.357804	0.720490
RE	0.031476	0.008825	3.566539	0.000362
VMDIV	-0.005190	0.018330	-0.283150	0.777062
CR	0.000019	0.000048	0.391115	0.695712
EINLD	-0.098966	0.059187	-1.672081	0.094508

Test for first-order serial correlation: -0.935 [96] p = 0.350
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 239
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI RE VMDIV CR EINLD

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 54.188774 df = 6 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.246604	0.086053	2.865717	0.004161
L(-1)	0.442255	0.137128	3.225116	0.001259
QTNAI	0.003059	0.014481	0.211215	0.832719
RE	-0.371715	0.428679	-0.867116	0.385878
VMDIV	0.018271	0.028707	0.636467	0.524472
CR	-0.050011	0.027429	-1.823283	0.068261
EINLD	0.088719	0.820445	0.108135	0.913889

Test for first-order serial correlation: 1.957 [123] p = 0.050
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Tunisie

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 123
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI RE VMDIV CR EINLD

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 541.917371 df = 6 p = 0.000
Variable Coefficient Std. Error T-Statistic P-Value

CONST	0.163654	0.060312	2.713469	0.006658
L(-1)	0.784652	0.087446	8.972947	0.000000
QTNAI	-0.003705	0.002010	-1.843059	0.065320
RE	0.053260	0.085390	0.623730	0.532805
VMDIV	-0.025943	0.015979	-1.623552	0.104471
CR	-0.147845	0.050113	-2.950253	0.003175
EINLD	0.137112	0.185999	0.737164	0.461023

Test for first-order serial correlation: 1.031 [65] p = 0.303
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

7. Outputs DPD98 : Estimation du modèle de financement après intégration de la fiscalité (version 3)

France

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 187
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) CR VMDIV RE QTNAI VMEX

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 207.375738 df = 6 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.057497	0.045265	1.270232	0.204002
L(-1)	0.820877	0.152534	5.381614	0.000000
CR	0.001229	0.001703	0.721753	0.470446
VMDIV	-0.023846	0.027515	-0.866663	0.386127
RE	-0.282655	0.111333	-2.538830	0.011122
QTNAI	0.009132	0.004607	1.982174	0.047460
VMEX	-0.024922	0.023733	-1.050088	0.293677

Test for first-order serial correlation: -1.182 [97] p = 0.237
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Allemagne

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 199
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) CR RE QTNAI VMDIV VMEX

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 120.461007 df = 6 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.056531	0.088748	0.636987	0.524133
L(-1)	0.853564	0.242226	3.523829	0.000425
CR	-0.012874	0.013439	-0.957939	0.338094
RE	-0.095140	0.098477	-0.966107	0.333991
QTNAI	0.001354	0.000549	2.465708	0.013674
VMDIV	-0.008628	0.024110	-0.357845	0.720459
VMEX	-0.037625	0.021575	-1.743874	0.081181

Test for first-order serial correlation: -0.826 [103] p = 0.409
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Royaume Uni

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 185
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) CR VMDIV QTNAI RE VMEX

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 133.850716 df = 6 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.013872	0.028439	0.487771	0.625712
L(-1)	1.019660	0.238578	4.273905	0.000019
CR	0.000031	0.000055	0.563415	0.573153
VMDIV	-0.001550	0.018721	-0.082785	0.934023
QTNAI	0.001380	0.003736	0.369400	0.711829
RE	0.018362	0.002225	8.252144	0.000000
VMEX	0.008658	0.011831	0.731814	0.464282

MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 239
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) CR VMDIV RE QTNAI VMEX

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 57.638962 df = 6 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.265637	0.075547	3.516175	0.000438
L(-1)	0.439308	0.139884	3.140521	0.001686
CR	-0.050894	0.027431	-1.855357	0.063545
VMDIV	0.017125	0.028714	0.596397	0.550910
RE	-0.431484	0.447813	-0.963537	0.335278
QTNAI	0.004768	0.014901	0.319998	0.748970
VMEX	-0.064997	0.051227	-1.268805	0.204511

Test for first-order serial correlation: 1.962 [123] p = 0.050
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Tunisie

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 123
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) VMDIV QTNAI CR RE VMEX

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 515.473311 df = 6 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.165208	0.064393	2.565637	0.010299
L(-1)	0.774954	0.090510	8.562125	0.000000
VMDIV	-0.022533	0.016486	-1.366771	0.171697

```
QTNAI     -0.002315     0.002162     -1.070865     0.284230
CR        -0.154872     0.051361     -3.015366     0.002567
RE         0.057512     0.079518      0.723259     0.469521
VMEX       0.037002     0.023469      1.576595     0.114889
Test for  first-order serial correlation:   1.198  [   65 ]    p = 0.231
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE
```

8. Outputs DPD98 : Estimation du modèle de financement après intégration de la fiscalité (version 4)

France

```
IV, LEVELS
Number of firms:    97      Sample period is 1998 to 1999
Observations:       194     Degrees of freedom:      187
Dependent variable is:      L
Instruments used are:
CONST n(2,all)      CR    VMDIV      RE    QTNAI     IPPM
--------------------------------------------------------------------------
ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance:      139.229792   df =   6     p = 0.000
Variable     Coefficient      Std. Error     T-Statistic       P-Value
----------------------------------------------------------------------
CONST        0.039183       0.044302       0.884444       0.376457
L (-1)       0.839248       0.141323       5.938493       0.000000
CR           0.001252       0.001880       0.665965       0.505434
VMDIV       -0.015995       0.027237      -0.587268       0.557024
RE          -0.235223       0.097862      -2.403624       0.016233
QTNAI        0.008785       0.004500       1.951977       0.050941
IPPM         0.007539       0.019139       0.393903       0.693652
Test for  first-order serial correlation:  -1.292  [   97 ]    p = 0.196
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE
```

Allemagne

```
IV, LEVELS
Number of firms:    103     Sample period is 1998 to 1999
Observations:       206     Degrees of freedom:      199
Dependent variable is:      L
Instruments used are:
CONST n(2,all)      CR      RE    QTNAI    VMDIV     IPPM
--------------------------------------------------------------------------
ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance:      133.899188   df =   6     p = 0.000
Variable     Coefficient      Std. Error     T-Statistic       P-Value
----------------------------------------------------------------------
CONST        0.055009       0.106090       0.518515       0.604099
L(-1)        0.831040       0.259643       3.200708       0.001371
CR          -0.011182       0.013415      -0.833560       0.404529
RE          -0.068147       0.098625      -0.690969       0.489585
QTNAI        0.001399       0.000552       2.532393       0.011329
VMDIV       -0.002045       0.024883      -0.082202       0.934486
IPPM        -0.002248       0.011701      -0.192104       0.847661
Test for  first-order serial correlation:  -0.676  [  103 ]    p = 0.499
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE
```

Royaume Uni

```
IV, LEVELS
Number of firms:    96      Sample period is 1998 to 1999
```

Observations: 192 Degrees of freedom: 185
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) CR VMDIV QTNAI RE IPPM

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 127.963905 df = 6 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.036049	0.043588	0.827051	0.408208
L(-1)	1.004925	0.230001	4.369220	0.000012
CR	0.000025	0.000052	0.488883	0.624925
VMDIV	-0.003336	0.018483	-0.180515	0.856748
QTNAI	0.002261	0.003929	0.575440	0.564994
RE	0.017502	0.002369	7.386595	0.000000
IPPM	-0.015442	0.032471	-0.475561	0.634387

Test for first-order serial correlation: -0.948 [96] p = 0.343
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 239
Dependent variable is: TD
Instruments used are:
CONST n(2,all) CR VMDIV RE QTNAI IPPM

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 54.842457 df = 6 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.229246	0.097541	2.350255	0.018761
TD(-1)	0.439332	0.138074	3.181847	0.001463
CR	-0.049921	0.027480	-1.816612	0.069276
VMDIV	0.017147	0.028937	0.592570	0.553469
RE	-0.375805	0.434560	-0.864795	0.387151
QTNAI	0.002765	0.014491	0.190798	0.848684
IPPM	0.022669	0.053211	0.426028	0.670088

Test for first-order serial correlation: 1.960 [123] p = 0.050
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Tunisie

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 123
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) VMDIV QTNAI CR RE IPPM

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 570.470698 df = 6 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.144600	0.058380	2.476883	0.013254
L (-1)	0.778495	0.092005	8.461406	0.000000
VMDIV	-0.003520	0.016073	-0.219019	0.826635
QTNAI	-0.003474	0.001979	-1.755826	0.079118
CR	-0.147923	0.049142	-3.010129	0.002611
RE	0.075157	0.084664	0.887711	0.374696
IPPM	0.022038	0.013892	1.586392	0.112651

Test for first-order serial correlation: 0.945 [65] p = 0.345
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

9. Outputs DPD98: Estimation du modèle de financement après intégration de la fiscalité (version 5)

France

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 187
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI RE VMDIV CR IPPP

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 137.806949 df = 6 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.037805	0.043104	0.877063	0.380452
L (-1)	0.839877	0.142282	5.902906	0.000000
QTNAI	0.008722	0.004501	1.937756	0.052653
RE	-0.234462	0.098194	-2.387743	0.016952
VMDIV	-0.015837	0.026759	-0.591852	0.553950
CR	0.001236	0.001876	0.659184	0.509778
IPPP	0.009589	0.015672	0.611840	0.540643

Test for first-order serial correlation: -1.283 [97] p = 0.199
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Allemagne

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 199
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI RE VMDIV CR IPPP

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 111.485237 df = 6 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.046513	0.086058	0.540492	0.588858
L(-1)	0.834030	0.250294	3.332201	0.000862
QTNAI	0.001398	0.000541	2.581835	0.009828
RE	-0.065191	0.098465	-0.662076	0.507922
VMDIV	0.000131	0.021630	0.006049	0.995174
CR	-0.011231	0.013557	-0.828426	0.407429
IPPP	0.002147	0.007345	0.292359	0.770012

Test for first-order serial correlation: -0.706 [103] p = 0.480
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Royaume Uni

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 185
Dependent variable is: L

Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI RE VMDIV CR IPPP

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 135.064037 df = 6 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.012743	0.027193	0.468607	0.639350
L(-1)	1.017280	0.237901	4.276070	0.000019
CR	0.000027	0.000052	0.528556	0.597113
VMDIV	-0.003907	0.018311	-0.213362	0.831045
QTNAI	0.001025	0.004176	0.245444	0.806112
RE	0.017641	0.002361	7.471692	0.000000
IPPP	0.006493	0.017572	0.369528	0.711734

Test for first-order serial correlation: -0.913 [96] p = 0.361
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 239
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI RE CR VMDIV IPPP

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 57.078755 df = 6 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.244333	0.067788	3.604383	0.000313
L(-1)	0.454435	0.130506	3.482108	0.000497
CR	-0.049322	0.026735	-1.844834	0.065062
VMDIV	0.018045	0.028567	0.631675	0.527599
RE	-0.378084	0.433781	-0.871601	0.383426
QTNAI	0.003264	0.014490	0.225278	0.821763
IPPP	0.002715	0.011440	0.237332	0.812400

Test for first-order serial correlation: 2.059 [123] p = 0.040
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

10. Outputs DPD98 : Estimation des modèles expliquant l'endettement par pays (tableau 3.17)

France

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 189
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) CR RE EIDID

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 167.805483 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.040741	0.021938	1.857091	0.063298
L(-1)	0.830898	0.124211	6.689378	0.000000
CR	0.003409	0.002116	1.611071	0.107164
RE	-0.231717	0.097735	-2.370857	0.017747

EIDID	-0.111845	0.037856	-2.954449	0.003132

Test for first-order serial correlation: -1.524 [97] p = 0.128

Allemagne

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 201
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) RE VMEX QTAI2

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 62.130211 df = 4 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.046588	0.073204	0.636411	0.524509
L(-1)	0.866193	0.232958	3.718240	0.000201
RE	-0.160181	0.108704	-1.473558	0.140601
VMEX	-0.030837	0.019073	-1.616789	0.105924
QTAI2	0.000611	0.000251	2.432522	0.014994

Test for first-order serial correlation: -0.892 [103] p = 0.372

Royaume Uni

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 186
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTAI2 RE CR EINLD

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 172.374864 df = 5 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.216743	0.116651	1.858048	0.063162
L(-1)	0.999205	0.233971	4.270632	0.000019
QTAI2	-0.098332	0.056754	-1.732589	0.083169
RE	0.032268	0.008802	3.666203	0.000246
CR	0.000103	0.000061	1.691914	0.090662
EINLD	-0.091858	0.056870	-1.615240	0.106259

Test for first-order serial correlation: -0.937 [96] p = 0.349

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 242
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) RE EIDID

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 27.780299 df = 3 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.211430	0.064496	3.278184	0.001045
L(-1)	0.449456	0.129585	3.468437	0.000523
RE	-0.673321	0.419249	-1.606016	0.108271
EIDID	-0.241434	0.106951	-2.257415	0.023982

Test for first-order serial correlation: 1.915 [123] p = 0.055

Tunisie

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 126
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) CR QTAI2

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 475.468940 df = 3 p = 0.000

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.155085	0.058444	2.653563	0.007965
L(-1)	0.786002	0.085325	9.211856	0.000000
CR	-0.139298	0.048632	-2.864321	0.004179
QTAI2	-0.001590	0.000809	-1.964798	0.049438

Test for first-order serial correlation: 1.467 [65] p = 0.142

11. Outputs DPD98 : Vérification de l'effet global de la fiscalité sur l'endettement (tableau 3.18)

France

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 185
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CR VMDIV RE EIDID VMEX EINLD

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 271.841479 df = 8 p = 0.000
Wald test selected by user: 8.073777 df = 3 p = 0.045
Testing: EIDID VMEX EINLD

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.067525	0.039667	1.702312	0.088697
L(-1)	0.770480	0.152809	5.042112	0.000000
QTNAI	0.005778	0.004680	1.234673	0.216952
CR	0.003449	0.001901	1.814540	0.069595
VMDIV	-0.032740	0.023647	-1.384565	0.166186
RE	-0.222774	0.106958	-2.082818	0.037268
EIDID	-0.119712	0.042189	-2.837529	0.004546
VMEX	-0.010304	0.020132	-0.511805	0.608788
EINLD	0.103602	0.204356	0.506968	0.612177

Test for first-order serial correlation: -1.270 [97] p = 0.204
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 184
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CR VMDIV RE EIDID VMEX EINLD IPPP

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 270.238238 df = 9 p = 0.000
Wald test selected by user: 8.709581 df = 4 p = 0.069
Testing: EIDID VMEX EINLD IPPP

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.065387	0.043242	1.512134	0.130500
L(-1)	0.770146	0.152319	5.056133	0.000000
QTNAI	0.005713	0.004697	1.216391	0.223836
CR	0.003426	0.001928	1.776500	0.075651
VMDIV	-0.032199	0.024446	-1.317139	0.187792
RE	-0.222289	0.107443	-2.068896	0.038556
EIDID	-0.119691	0.042231	-2.834208	0.004594
VMEX	-0.010379	0.020118	-0.515902	0.605923
EINLD	0.101262	0.207051	0.489069	0.624793
IPPP	0.004106	0.017887	0.229566	0.818429

Test for first-order serial correlation: -1.273 [97] p = 0.203
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 184
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CR VMDIV RE EIDID VMEX EINLD IPPM

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 273.299588 df = 9 p = 0.000
Wald test selected by user: 8.621669 df = 4 p = 0.071
Testing: EIDID VMEX EINLD IPPM

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.066899	0.044285	1.510656	0.130876
L(-1)	0.770214	0.151118	5.096757	0.000000
QTNAI	0.005762	0.004692	1.227916	0.219478
CR	0.003442	0.001928	1.785376	0.074200
VMDIV	-0.032551	0.024903	-1.307085	0.191184
RE	-0.222713	0.107141	-2.078689	0.037646
EIDID	-0.119736	0.042111	-2.843379	0.004464
VMEX	-0.010340	0.020043	-0.515885	0.605935
EINLD	0.102748	0.208295	0.493279	0.621815
IPPM	0.001313	0.021546	0.060936	0.951410

Test for first-order serial correlation: -1.286 [97] p = 0.198
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Allemagne

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 197
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CR VMDIV RE EIDID VMEX EINLD

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 191.325617 df = 8 p = 0.000
Wald test selected by user: 3.874080 df = 3 p = 0.275
Testing: EIDID VMEX EINLD

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.085882	0.103774	0.827584	0.407906
L(-1)	0.814872	0.275260	2.960369	0.003073
QTNAI	0.001264	0.000552	2.288822	0.022090
CR	-0.011714	0.013601	-0.861287	0.389080
VMDIV	-0.012888	0.028049	-0.459490	0.645882

RE	-0.109714	0.089530	-1.225447	0.220407
EIDID	-0.305982	0.323032	-0.947218	0.343528
VMEX	-0.028350	0.019502	-1.453712	0.146026
EINLD	-0.119166	0.203975	-0.584219	0.559073

Test for first-order serial correlation: -0.635 [103] p = 0.525
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 195
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CR VMDIV RE EIDID VMEX EINLD IPPP IPPM

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 1953.107487 df = 10 p = 0.000
Wald test selected by user: 4.160802 df = 5 p = 0.527
Testing: EIDID VMEX EINLD IPPP IPPM

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.088497	0.125232	0.706667	0.479774
L(-1)	0.813777	0.283171	2.873795	0.004056
QTNAI	0.001265	0.000559	2.264777	0.023526
CR	-0.011680	0.013477	-0.866612	0.386155
VMDIV	-0.013506	0.031481	-0.429030	0.667901
RE	-0.110743	0.097203	-1.139291	0.254582
EIDID	-0.306699	0.324503	-0.945133	0.344591
VMEX	-0.028365	0.019482	-1.456001	0.145392
EINLD	-0.119659	0.201824	-0.592889	0.553255
IPPP	-0.000445	0.009717	-0.045828	0.963448
IPPM	-0.000837	0.013047	-0.064132	0.948865

Test for first-order serial correlation: -0.623 [103] p = 0.534
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Royaume Uni

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 184
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI VMDIV RE EIDID VMEX EINLD

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 260.374415 df = 7 p = 0.000
Wald test selected by user: 6.629338 df = 3 p = 0.085
Testing: EIDID VMEX EINLD

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.019030	0.027621	0.688990	0.490829
L(-1)	1.024349	0.242817	4.218599	0.000025
QTNAI	0.000873	0.003822	0.228341	0.819382
VMDIV	-0.002246	0.018476	-0.121580	0.903231
RE	0.036031	0.009927	3.629562	0.000284
EIDID	-0.000696	0.000711	-0.979359	0.327403
VMEX	0.011331	0.011828	0.958005	0.338060
EINLD	-0.120654	0.066587	-1.811971	0.069991

Test for first-order serial correlation: -0.955 [96] p = 0.340
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS

Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 182
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI VMDIV RE EIDID VMEX EINLD IPPP IPPM

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 284.175149 df = 9 p = 0.000
Wald test selected by user: 8.095572 df = 5 p = 0.151
Testing: EIDID VMEX EINLD IPPP IPPM

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.073085	0.056985	1.282545	0.199652
L(-1)	0.995487	0.235721	4.223155	0.000024
QTNAI	0.000243	0.004290	0.056742	0.954751
VMDIV	-0.004368	0.018231	-0.239597	0.810643
RE	0.034974	0.009776	3.577646	0.000347
EIDID	-0.000661	0.000701	-0.942537	0.345918
VMEX	0.011471	0.012241	0.937097	0.348709
EINLD	-0.105087	0.064688	-1.624534	0.104262
IPPP	0.032505	0.025941	1.253019	0.210199
IPPM	-0.061901	0.051535	-1.201158	0.229690

Test for first-order serial correlation: -0.954 [96] p = 0.340
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 237
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CR VMDIV RE EIDID VMEX EINLD

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 61.972202 df = 8 p = 0.000
Wald test selected by user: 5.342066 df = 3 p = 0.148
Testing: EIDID VMEX EINLD

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.192758	0.062936	3.062777	0.002193
L(-1)	0.459100	0.137197	3.346284	0.000819
QTNAI	0.005007	0.013881	0.360687	0.718334
CR	0.000229	0.000591	0.387629	0.698291
VMDIV	0.017985	0.027075	0.664251	0.506529
RE	-0.734207	0.441241	-1.663959	0.096121
EIDID	-0.220205	0.098730	-2.230385	0.025722
VMEX	-0.041901	0.047299	-0.885869	0.375688
EINLD	0.169096	0.803128	0.210547	0.833241

Test for first-order serial correlation: 2.016 [123] p = 0.044
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 235
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CR VMDIV RE EIDID VMEX EINLD IPPP IPPM

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 67.129792 df = 10 p = 0.000

Wald test selected by user: 6.045077 df = 5 p = 0.302
Testing: EIDID VMEX EINLD IPPP IPPM

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.156115	0.083406	1.871754	0.061241
L(-1)	0.469779	0.131191	3.580878	0.000342
QTNAI	0.004822	0.014071	0.342686	0.731835
CR	0.000240	0.000590	0.407903	0.683345
VMDIV	0.016075	0.027041	0.594492	0.552183
RE	-0.734530	0.437768	-1.677899	0.093367
EIDID	-0.217430	0.095692	-2.272175	0.023076
VMEX	-0.041193	0.046765	-0.880850	0.378399
EINLD	0.157953	0.800114	0.197413	0.843505
IPPP	0.002017	0.007865	0.256423	0.797625
IPPM	0.020447	0.033482	0.610682	0.541410

Test for first-order serial correlation: 2.135 [123] p = 0.033
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Tunisie

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 121
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CR VMDIV RE EIDID VMEX EINLD

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 1039.353972 df = 8 p = 0.000
Wald test selected by user: 4.613885 df = 3 p = 0.202
Testing: EIDID VMEX EINLD

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.163364	0.060056	2.720193	0.006524
L(-1)	0.766492	0.091916	8.339094	0.000000
QTNAI	-0.002247	0.002164	-1.038561	0.299009
CR	-0.158733	0.048641	-3.263336	0.001101
VMDIV	-0.024186	0.016972	-1.425016	0.154153
RE	0.037209	0.083330	0.446529	0.655215
EIDID	4.530530	3.441059	1.316609	0.187970
VMEX	0.036863	0.024266	1.519112	0.128734
EINLD	0.119591	0.191188	0.625514	0.531633

Test for first-order serial correlation: 1.310 [65] p = 0.190
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 120
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CR VMDIV RE EIDID VMEX EINLD IPPM

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 1102.688613 df = 9 p = 0.000
Wald test selected by user: 5.656661 df = 4 p = 0.226
Testing: EIDID VMEX EINLD IPPM

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.139224	0.053805	2.587577	0.009665
L(-1)	0.766444	0.092744	8.264062	0.000000
QTNAI	-0.002425	0.002142	-1.132107	0.257589

CR	-0.157932	0.047209	-3.345381	0.000822
VMDIV	-0.004778	0.016093	-0.296891	0.766549
RE	0.057665	0.076816	0.750690	0.452840
EIDID	4.415865	3.405299	1.296763	0.194713
VMEX	0.033058	0.024104	1.371444	0.170237
EINLD	0.135561	0.192442	0.704424	0.481169
IPPM	0.019410	0.014224	1.364562	0.172391

Test for first-order serial correlation: 1.070 [65] p = 0.284
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

III. Outputs DPD98 : Troisième modèle de valeur de la firme

France

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 186
Dependent variable is: VF
Instruments used are:
CONST n(2,all) L ENA1 EINLD EIDID VMEX CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 188.126078 df = 7 p = 0.000
Wald test selected by user: 7.705845 df = 3 p = 0.052
Testing: EINLD EIDID VMEX

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.008933	0.185696	-0.048103	0.961634
VF(-1)	1.143913	0.157444	7.265518	0.000000
L	-0.007379	0.328653	-0.022452	0.982088
ENA1	8.250288	2.340854	3.524478	0.000424
EINLD	-2.565381	1.448061	-1.771597	0.076461
EIDID	0.277045	0.149099	1.858132	0.063150
VMEX	-0.011425	0.081383	-0.140383	0.888357
CUAI	-0.065061	0.389068	-0.167222	0.867195

Test for first-order serial correlation: -0.145 [97] p = 0.884
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 186
Dependent variable is: VF
Instruments used are:
CONST n(2,all) L ENA1 EINLD EIDID VMEX CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 188.126078 df = 7 p = 0.000
Wald test selected by user: 7.959609 df = 4 p = 0.093
Testing: EINLD EIDID VMEX CUAI

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.008933	0.185696	-0.048103	0.961634
VF(-1)	1.143913	0.157444	7.265518	0.000000
L	-0.007379	0.328653	-0.022452	0.982088
ENA1	8.250288	2.340854	3.524478	0.000424
EINLD	-2.565381	1.448061	-1.771597	0.076461
EIDID	0.277045	0.149099	1.858132	0.063150
VMEX	-0.011425	0.081383	-0.140383	0.888357

CUAI -0.065061 0.389068 -0.167222 0.867195
Test for first-order serial correlation: -0.145 [97] p = 0.884
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Allemagne

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 198
Dependent variable is: VF
Instruments used are:
CONST n(2,all) TD ENA1 EINLD EIDID VMEX CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 36.182982 df = 7 p = 0.000
Wald test selected by user: 2.302031 df = 3 p = 0.512
Testing: EINLD EIDID VMEX

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.657081	0.865678	-0.759036	0.447831
VF(-1)	1.033590	0.236120	4.377400	0.000012
TD	4.600277	2.429141	1.893787	0.058253
ENA1	1.935765	3.449366	0.561194	0.574665
EINLD	-11.488547	8.348793	-1.376073	0.168799
EIDID	3.940140	4.328957	0.910182	0.362726
VMEX	0.329618	1.199640	0.274764	0.783498
CUAI	-0.085245	0.188402	-0.452465	0.650934

Test for first-order serial correlation: 0.748 [103] p = 0.454
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 198
Dependent variable is: VF
Instruments used are:
CONST n(2,all) L ENA1 EINLD EIDID VMEX CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 36.182982 df = 7 p = 0.000
Wald test selected by user: 3.073082 df = 4 p = 0.546
Testing: EINLD EIDID VMEX CUAI

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.657081	0.865678	-0.759036	0.447831
VF(-1)	1.033590	0.236120	4.377400	0.000012
L	4.600277	2.429141	1.893787	0.058253
ENA1	1.935765	3.449366	0.561194	0.574665
EINLD	-11.488547	8.348793	-1.376073	0.168799
EIDID	3.940140	4.328957	0.910182	0.362726
VMEX	0.329618	1.199640	0.274764	0.783498
CUAI	-0.085245	0.188402	-0.452465	0.650934

Test for first-order serial correlation: 0.748 [103] p = 0.454
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

RoyaumeUni

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 184
Dependent variable is: VF

Instruments used are:
CONST n(2,all) L ENA1 EINLD EIDID VMEX CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 61.688160 df = 7 p = 0.000
Wald test selected by user: 19.459175 df = 3 p = 0.000
Testing: EINLD EIDID VMEX

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.333407	0.374930	-0.889251	0.373868
VF(-1)	1.255479	0.302356	4.152323	0.000033
L	0.416930	0.392064	1.063424	0.287590
ENA1	-0.038513	0.361253	-0.106609	0.915099
EINLD	0.668927	0.521901	1.281714	0.199943
EIDID	-0.009803	0.002257	-4.343367	0.000014
VMEX	-0.132667	0.233486	-0.568200	0.569899
CUAI	-0.200988	0.230098	-0.873488	0.382397

Test for first-order serial correlation: -1.975 [96] p = 0.048
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 184
Dependent variable is: VF
Instruments used are:
CONST n(2,all) L ENA1 EINLD EIDID VMEX CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 61.688160 df = 7 p = 0.000
Wald test selected by user: 19.542981 df = 4 p = 0.001
Testing: EINLD EIDID VMEX CUAI

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.333407	0.374930	-0.889251	0.373868
VF(-1)	1.255479	0.302356	4.152323	0.000033
L	0.416930	0.392064	1.063424	0.287590
ENA1	-0.038513	0.361253	-0.106609	0.915099
EINLD	0.668927	0.521901	1.281714	0.199943
EIDID	-0.009803	0.002257	-4.343367	0.000014
VMEX	-0.132667	0.233486	-0.568200	0.569899
CUAI	-0.200988	0.230098	-0.873488	0.382397

Test for first-order serial correlation: -1.975 [96] p = 0.048
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 238
Dependent variable is: VF
Instruments used are:
CONST n(2,all) L ENA1 EINLD EIDID VMEX CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 333.086291 df = 7 p = 0.000
Wald test selected by user: 3.802815 df = 3 p = 0.284
Testing: EINLD EIDID VMEX

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.476061	0.471023	-1.010696	0.312162

VF(-1)	1.080753	0.219346	4.927154	0.000001
L	-0.185926	0.183878	-1.011135	0.311952
LENA1	-0.548490	0.058828	-9.323603	0.000000
LEINLD	6.486380	3.668084	1.768329	0.077006
LEIDID	-0.006469	0.239530	-0.027005	0.978456
LVMEX	0.039011	0.182743	0.213477	0.830955
LCUAI	0.402875	0.324035	1.243308	0.213754

Test for first-order serial correlation: -1.433 [123] p = 0.152

MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS

Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999

Observations: 246 Degrees of freedom: 238

Dependent variable is: VF

Instruments used are:

CONST n(2,all) L ENA1 EINLD EIDID VMEX CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS

Wald test of joint significance: 333.086291 df = 7 p = 0.000

Wald test selected by user: 5.469722 df = 4 p = 0.242

Testing: EINLD EIDID VMEX CUAI

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	-0.476061	0.471023	-1.010696	0.312162
VF(-1)	1.080753	0.219346	4.927154	0.000001
L	-0.185926	0.183878	-1.011135	0.311952
ENA1	-0.548490	0.058828	-9.323603	0.000000
EINLD	6.486380	3.668084	1.768329	0.077006
EIDID	-0.006469	0.239530	-0.027005	0.978456
VMEX	0.039011	0.182743	0.213477	0.830955
CUAI	0.402875	0.324035	1.243308	0.213754

Test for first-order serial correlation: -1.433 [123] p = 0.152

MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Tunisie

IV, LEVELS

Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999

Observations: 130 Degrees of freedom: 122

Dependent variable is: VF

Instruments used are:

CONST n(2,all) L ENA1 EINLD EIDID VMEX CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS

Wald test of joint significance: 79.470734 df = 7 p = 0.000

Wald test selected by user: 5.159267 df = 3 p = 0.160

Testing: EINLD EIDID VMEX

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	2.976471	1.556467	1.912326	0.055834
VF(-1)	0.266277	0.248400	1.071970	0.283734
L	-2.447704	1.794829	-1.363753	0.172645
ENA1	5.245655	4.091777	1.281999	0.199843
EINLD	1.157891	1.293419	2.037340	0.041616
EIDID	-6.519216	7.363408	-1.090165	0.275640
VMEX	-2.355773	1.273796	-1.849411	0.064398
CUAI	-7.496581	4.671811	-1.604641	0.108573

Test for first-order serial correlation: -0.772 [65] p = 0.440

MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS

Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 122
Dependent variable is: VF
Instruments used are:
CONST n(2,all) L ENA1 EINLD EIDID VMEX CUAI

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 79.470734 df = 7 p = 0.000
Wald test selected by user: 5.161340 df = 4 p = 0.271
Testing: EINLD EIDID VMEX CUAI

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	2.976471	1.556467	1.912326	0.055834
VF(-1)	0.266277	0.248400	1.071970	0.283734
L	-2.447704	1.794829	-1.363753	0.172645
ENA1	5.245655	4.091777	1.281999	0.199843
EINLD	1.157891	1.293419	2.037340	0.041616
EIDID	-6.519216	7.363408	-1.090165	0.275640
VMEX	-2.355773	1.273796	-1.849411	0.064398
CUAI	-7.496581	4.671811	-1.604641	0.108573

Test for first-order serial correlation: -0.772 [65] p = 0.440
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

11. Outputs DPD98 : Vérification de l'effet global de la fiscalité sur l'endettement (tableau 3.18)

France

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 185
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CR VMDIV RE EIDID VMEX EINLD

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 271.841479 df = 8 p = 0.000
Wald test selected by user: 8.073777 df = 3 p = 0.045
Testing: EIDID VMEX EINLD

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.067525	0.039667	1.702312	0.088697
L(-1)	0.770480	0.152809	5.042112	0.000000
QTNAI	0.005778	0.004680	1.234673	0.216952
CR	0.003449	0.001901	1.814540	0.069595
VMDIV	-0.032740	0.023647	-1.384565	0.166186
RE	-0.222774	0.106958	-2.082818	0.037268
EIDID	-0.119712	0.042189	-2.837529	0.004546
VMEX	-0.010304	0.020132	-0.511805	0.608788
EINLD	0.103602	0.204356	0.506968	0.612177

Test for first-order serial correlation: -1.270 [97] p = 0.204
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 184
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CR VMDIV RE EIDID VMEX EINLD IPPP

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 270.238238 df = 9 p = 0.000
Wald test selected by user: 8.709581 df = 4 p = 0.069
Testing: EIDID VMEX EINLD IPPP

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.065387	0.043242	1.512134	0.130500
L(-1)	0.770146	0.152319	5.056133	0.000000
QTNAI	0.005713	0.004697	1.216391	0.223836
CR	0.003426	0.001928	1.776500	0.075651
VMDIV	-0.032199	0.024446	-1.317139	0.187792
RE	-0.222289	0.107443	-2.068896	0.038556
EIDID	-0.119691	0.042231	-2.834208	0.004594
VMEX	-0.010379	0.020118	-0.515902	0.605923
EINLD	0.101262	0.207051	0.489069	0.624793
IPPP	0.004106	0.017887	0.229566	0.818429

Test for first-order serial correlation: -1.273 [97] p = 0.203
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 97 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 194 Degrees of freedom: 184
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CR VMDIV RE EIDID VMEX EINLD IPPM

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 273.299588 df = 9 p = 0.000
Wald test selected by user: 8.621669 df = 4 p = 0.071
Testing: EIDID VMEX EINLD IPPM

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.066899	0.044285	1.510656	0.130876
L(-1)	0.770214	0.151118	5.096757	0.000000
QTNAI	0.005762	0.004692	1.227916	0.219478
CR	0.003442	0.001928	1.785376	0.074200
VMDIV	-0.032551	0.024903	-1.307085	0.191184
RE	-0.222713	0.107141	-2.078689	0.037646
EIDID	-0.119736	0.042111	-2.843379	0.004464
VMEX	-0.010340	0.020043	-0.515885	0.605935
EINLD	0.102748	0.208295	0.493279	0.621815
IPPM	0.001313	0.021546	0.060936	0.951410

Test for first-order serial correlation: -1.286 [97] p = 0.198
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Allemagne

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 197
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CR VMDIV RE EIDID VMEX EINLD

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 191.325617 df = 8 p = 0.000
Wald test selected by user: 3.874080 df = 3 p = 0.275
Testing: EIDID VMEX EINLD
Variable Coefficient Std. Error T-Statistic P-Value

CONST	0.085882	0.103774	0.827584	0.407906
L(-1)	0.814872	0.275260	2.960369	0.003073
QTNAI	0.001264	0.000552	2.288822	0.022090
CR	-0.011714	0.013601	-0.861287	0.389080
VMDIV	-0.012888	0.028049	-0.459490	0.645882
RE	-0.109714	0.089530	-1.225447	0.220407
EIDID	-0.305982	0.323032	-0.947218	0.343528
VMEX	-0.028350	0.019502	-1.453712	0.146026
EINLD	-0.119166	0.203975	-0.584219	0.559073

Test for first-order serial correlation: -0.635 [103] p = 0.525
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 103 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 206 Degrees of freedom: 195
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CR VMDIV RE EIDID VMEX EINLD IPPP IPPM

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 1953.107487 df = 10 p = 0.000
Wald test selected by user: 4.160802 df = 5 p = 0.527
Testing: EIDID VMEX EINLD IPPP IPPM

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.088497	0.125232	0.706667	0.479774
L(-1)	0.813777	0.283171	2.873795	0.004056
QTNAI	0.001265	0.000559	2.264777	0.023526
CR	-0.011680	0.013477	-0.866612	0.386155
VMDIV	-0.013506	0.031481	-0.429030	0.667901
RE	-0.110743	0.097203	-1.139291	0.254582
EIDID	-0.306699	0.324503	-0.945133	0.344591
VMEX	-0.028365	0.019482	-1.456001	0.145392
EINLD	-0.119659	0.201824	-0.592889	0.553255
IPPP	-0.000445	0.009717	-0.045828	0.963448
IPPM	-0.000837	0.013047	-0.064132	0.948865

Test for first-order serial correlation: -0.623 [103] p = 0.534
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Royaume Uni

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 184
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI VMDIV RE EIDID VMEX EINLD

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 260.374415 df = 7 p = 0.000
Wald test selected by user: 6.629338 df = 3 p = 0.085
Testing: EIDID VMEX EINLD

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.019030	0.027621	0.688990	0.490829
L(-1)	1.024349	0.242817	4.218599	0.000025
QTNAI	0.000873	0.003822	0.228341	0.819382
VMDIV	-0.002246	0.018476	-0.121580	0.903231
RE	0.036031	0.009927	3.629562	0.000284
EIDID	-0.000696	0.000711	-0.979359	0.327403
VMEX	0.011331	0.011828	0.958005	0.338060

EINLD -0.120654 0.066587 -1.811971 0.069991
Test for first-order serial correlation: -0.955 [96] p = 0.340
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 96 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 192 Degrees of freedom: 182
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI VMDIV RE EIDID VMEX EINLD IPPP IPPM

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 284.175149 df = 9 p = 0.000
Wald test selected by user: 8.095572 df = 5 p = 0.151
Testing: EIDID VMEX EINLD IPPP IPPM

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.073085	0.056985	1.282545	0.199652
L(-1)	0.995487	0.235721	4.223155	0.000024
QTNAI	0.000243	0.004290	0.056742	0.954751
VMDIV	-0.004368	0.018231	-0.239597	0.810643
RE	0.034974	0.009776	3.577646	0.000347
EIDID	-0.000661	0.000701	-0.942537	0.345918
VMEX	0.011471	0.012241	0.937097	0.348709
EINLD	-0.105087	0.064688	-1.624534	0.104262
IPPP	0.032505	0.025941	1.253019	0.210199
IPPM	-0.061901	0.051535	-1.201158	0.229690

Test for first-order serial correlation: -0.954 [96] p = 0.340
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Etats Unis

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 237
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CR VMDIV RE EIDID VMEX EINLD

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 61.972202 df = 8 p = 0.000
Wald test selected by user: 5.342066 df = 3 p = 0.148
Testing: EIDID VMEX EINLD

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.192758	0.062936	3.062777	0.002193
L(-1)	0.459100	0.137197	3.346284	0.000819
QTNAI	0.005007	0.013881	0.360687	0.718334
CR	0.000229	0.000591	0.387629	0.698291
VMDIV	0.017985	0.027075	0.664251	0.506529
RE	-0.734207	0.441241	-1.663959	0.096121
EIDID	-0.220205	0.098730	-2.230385	0.025722
VMEX	-0.041901	0.047299	-0.885869	0.375688
EINLD	0.169096	0.803128	0.210547	0.833241

Test for first-order serial correlation: 2.016 [123] p = 0.044
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 123 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 246 Degrees of freedom: 235
Dependent variable is: L

Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CR VMDIV RE EIDID VMEX EINLD IPPP IPPM

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 67.129792 df = 10 p = 0.000
Wald test selected by user: 6.045077 df = 5 p = 0.302
Testing: EIDID VMEX EINLD IPPP IPPM

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.156115	0.083406	1.871754	0.061241
L(-1)	0.469779	0.131191	3.580878	0.000342
QTNAI	0.004822	0.014071	0.342686	0.731835
CR	0.000240	0.000590	0.407903	0.683345
VMDIV	0.016075	0.027041	0.594492	0.552183
RE	-0.734530	0.437768	-1.677899	0.093367
EIDID	-0.217430	0.095692	-2.272175	0.023076
VMEX	-0.041193	0.046765	-0.880850	0.378399
EINLD	0.157953	0.800114	0.197413	0.843505
IPPP	0.002017	0.007865	0.256423	0.797625
IPPM	0.020447	0.033482	0.610682	0.541410

Test for first-order serial correlation: 2.135 [123] p = 0.033
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Tunisie

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 121
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CR VMDIV RE EIDID VMEX EINLD

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 1039.353972 df = 8 p = 0.000
Wald test selected by user: 4.613885 df = 3 p = 0.202
Testing: EIDID VMEX EINLD

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.163364	0.060056	2.720193	0.006524
L(-1)	0.766492	0.091916	8.339094	0.000000
QTNAI	-0.002247	0.002164	-1.038561	0.299009
CR	-0.158733	0.048641	-3.263336	0.001101
VMDIV	-0.024186	0.016972	-1.425016	0.154153
RE	0.037209	0.083330	0.446529	0.655215
EIDID	4.530530	3.441059	1.316609	0.187970
VMEX	0.036863	0.024266	1.519112	0.128734
EINLD	0.119591	0.191188	0.625514	0.531633

Test for first-order serial correlation: 1.310 [65] p = 0.190
MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

IV, LEVELS
Number of firms: 65 Sample period is 1998 to 1999
Observations: 130 Degrees of freedom: 120
Dependent variable is: L
Instruments used are:
CONST n(2,all) QTNAI CR VMDIV RE EIDID VMEX EINLD IPPM

ONE-STEP ESTIMATES WITH ROBUST TEST STATISTICS
Wald test of joint significance: 1102.688613 df = 9 p = 0.000
Wald test selected by user: 5.656661 df = 4 p = 0.226
Testing: EIDID VMEX EINLD IPPM

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	P-Value
CONST	0.139224	0.053805	2.587577	0.009665
L(-1)	0.766444	0.092744	8.264062	0.000000
QTNAI	-0.002425	0.002142	-1.132107	0.257589
CR	-0.157932	0.047209	-3.345381	0.000822
VMDIV	-0.004778	0.016093	-0.296891	0.766549
RE	0.057665	0.076816	0.750690	0.452840
EIDID	4.415865	3.405299	1.296763	0.194713
VMEX	0.033058	0.024104	1.371444	0.170237
EINLD	0.135561	0.192442	0.704424	0.481169
IPPM	0.019410	0.014224	1.364562	0.172391

Test for first-order serial correlation: 1.070 [65] p = 0.284

MODEL JUST IDENTIFIED - TWO-STEP ESTIMATES and ONE-STEP ESTIMATES COINCIDE

Table des matières

Résumé : L'objectif de cette recherche consiste à étudier dans quelle mesure l'imperfection du marché résultant de la fiscalité directe des sociétés et de l'imposition personnelle, dans des contextes financiers, comptables et fiscaux différents, affecte les décisions stratégiques (investissement et financement) de la firme ainsi que sa valeur.

Dans la première partie nous avons présenté le cadre théorique de la relation entre la fiscalité et la décision d'investissement tout en mettant l'accent sur l'effet de la fiscalité directe des sociétés et de l'imposition personnelle sur la décision d'investissement dans le cadre de la théorie néoclassique et de celle de q de Tobin. Ensuite, nous avons développé le cadre conceptuel qui englobe les théories fiscales et financières portant sur le choix des modalités de financement des investissements et la valeur de la firme. Le cadre théorique fiscal s'inspire de l'hypothèse de neutralité en absence de fiscalité, de l'hypothèse d'intégration de la fiscalité des sociétés, de l'hypothèse d'intégration de l'imposition personnelle et de l'hypothèse de substitution de la dette, alors que les théories financières développées concernent la théorie d'arbitrage, la théorie d'agence, la théorie de la hiérarchie des sources de financement ainsi que l'asymétrie d'information.

Dans la deuxième partie nous avons réalisé une étude empirique dans des contextes différents afin de mettre en évidence les répercussions de la fiscalité sur les décisions d'investissement, leurs modalités de financement et sur la valeur de la firme. En appliquant la méthode des moments généralisés sur des données de panel collectées pour la période observée de 1997 jusqu'à 1999, trois modèles sont estimés utilisant des variables qui expliquent l'effet de l'impôt sur la décision d'investissement, en actifs corporels, et le financement de ces investissements au sein de la firme ainsi que l'impact de ces deux décisions sur la valeur de la firme dans cinq pays dont chacun adopte un régime différent d'imposition des sociétés et des individus à savoir la France, l'Allemagne, le Royaume Uni, les Etats Unis, et la Tunisie.

Les résultats obtenus ont permis de répondre, en partie, à la problématique de recherche dans la mesure où nous avons constaté que certaines variables fiscales introduites dans les modèles estimés ont eu un impact, qui diffère d'un contexte à un autre, sur le niveau d'investissement, les modalités de financement ainsi que sur la valeur de la firme.

Mots clés : Imposition directe des sociétés, imposition personnelle, décisions d'investissement et de financement, valeur de la firme, données de panel, méthode des moments généralisés.

Abstract : The objective of this research is to study to what extent the imperfection of the market, the result of corporate direct taxation and personal taxation in different financial, accounting and fiscal contexts, affects the investment and financing decisions of the firm and its value.

In the first part, we have presented the theoretical framework of the relation between taxation and the investment decision focusing on the effect of corporate direct taxation and personal taxation on investment decision in the neoclassical theory and Tobin's q theory. Next, we have developed the framework that includes the financial and fiscal theories regarding the choice of investment financing modes and firm value.

The fiscal theoretical framework developed arises from the neutrality hypothesis without taxation, integration corporate taxation hypothesis, integration personal taxation and substitution debt hypothesis while the financial theories are concerned with static trade off theory, agency theory, pecking order theory and information asymmetry.

In the second part, we have realized an empirical study in different contexts to justify the repercussions of taxation on the investment decision on their financing modes and on the firm value. By applying generalized method moment to level panel data during the period 1997 until 1999, three models are estimated to use variables that explain the effect of taxation on fixed investment decision, on investment financing and the impact of these two decisions on the firm value in five countries where each adopts different taxation system: France, Germany the United Kingdom, The United States and Tunisia.

The results permitted to answer, in part, the problematic of research in so far as we have noticed that some fiscal variables introduced in the valued models had an impact, which differs from context to another, on the level of investment as well as on the modes of financing and firm value.

Keywords: Direct corporate taxation, personal taxation, investment decision and financing, firm value, panel data, generalized method moment.